

**VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA**  
**EKONOMICKÁ FAKULTA**

## **DIPLOMOVÁ PRÁCE**

**2011**

**Bc. Miroslava Sýkorová**



VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA  
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANČÍ

**Vliv makroekonomických veličin na poměrové ukazatele banky  
ČSOB, a.s.**

Macroeconomic variables affect the ratios of bank ČSOB, a.s.

Student: Bc. Miroslava Sýkorová

Vedoucí diplomové práce: Ing. Dana Forišková, Ph.D.

Ostrava 2011

## Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Miroslava Sýkorová**  
Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa  
Studijní obor: 6202T010 Finance  
Specializace: 00 Finance  
Téma: **Vliv makroekonomických veličin na poměrové ukazatele banky ČSOB, a.s.**  
**Macroeconomic variables affect the ratios of bank ČSOB, a.s.**

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
  2. Charakteristika a vývoj vybraných makroekonomických veličin
  3. Charakteristika a vývoj poměrových ukazatelů ČSOB, a.s.
  4. Vliv makroekonomických veličin na poměrové ukazatele ČSOB, a.s.
  5. Zhodnocení výsledků
  6. Závěr
- Seznam použité literatury  
Seznam zkratk  
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce  
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

ARTL, J.; ARTLOVÁ, M. *Ekonomické časové řady*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.  
KAŠPAROVSKÁ, V. a kol. *Řízení obchodních bank*. 1. vyd. Praha: C. H. Beck, 2006. 339 s. ISBN 80-7179-381-7.  
ZIEGLER, K.; ŽALMAN, L.; ŠPERL, J.; MRKVA, J.; ČERNÝ, L.; LUKÁŠ, V.; NIDETZKÝ, T. *Finanční řízení bank*. 3. vyd. Praha: Bankovní institut vysoká škola, 2006. 204 s. ISBN 80-7265-094-7.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **Ing. Dana Forišková, Ph.D.**

Datum zadání: 26.11.2010

Datum odevzdání: 29.04.2011

Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.  
vedoucí katedry



prof. Dr. Ing. Dana Dluhošová  
děkanka fakulty

Místopřísežně prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh, vypracovala samostatně.

V Ostravě dne 26.4.2011

.....

Bc. Miroslava Sýkorová

Děkuji Ing. Daně Foriškové, Ph.D., vedoucí mé diplomové práce, za odbornou pomoc, připomínky, cenné konzultace a rady. Také bych chtěla poděkovat doc. Ing. Janě Hančlové, Csc., která mi pomohla s vytvářením praktické části diplomové práce.

# OBSAH

<b>1. Úvod.....</b>	<b>3</b>
<b>2. Charakteristika a vývoj vybraných makroekonomických veličin.....</b>	<b>5</b>
2.1 Ekonomické události ovlivňující hospodářský vývoj České republiky v letech 2002 - 2009 .....	5
2.2 Hrubý domácí produkt.....	6
2.3 Inflace .....	9
2.4 Nezaměstnanost .....	10
2.5 Průměrná hrubá měsíční mzda .....	12
2.6 Veřejné finance.....	13
2.7 Zahraniční zadluženost .....	14
2.8 Úrokové míry.....	15
2.9 Kurz eura v letech 2002 – 2009.....	17
2.10 Makroekonomická situace Slovenské republiky v letech 2002 - 2007 .....	18
<b>3. Charakteristika a vývoj poměrových ukazatelů ČSOB, a.s.....</b>	<b>20</b>
3.1 Základní informace o ČSOB .....	21
3.2 Charakteristika a vývoj ukazatelů bankovní rentability ČSOB v letech 2002 - 2009 .....	22
3.3 Ukazatele produktivity .....	26
3.3.1 Ukazatelé celkové produktivity ČSOB, a.s. v letech 2002 - 2009 .....	27
3.3.2 Objemové ukazatele produktivity ČSOB, a.s. v letech 2002 - 2009 .....	29
3.3.3 Ukazatele nákladové intenzity ČSOB, a.s. v letech 2002 - 2009 .....	32
3.4 Ukazatelé kvality bankovních aktiv .....	33
3.5 Kapitálová přiměřenost.....	35
<b>4. Vliv makroekonomických veličin na poměrové ukazatele ČSOB, a.s.</b>	<b>37</b>
.....	
4.1 Ekonomická formulace.....	37
4.2 Formulace stochastického regresního modelu, popis proměnných, hypotézy chování regresních koeficientů.....	38
4.2.1 Popis proměnných .....	39
4.2.2 Obecná formulace lineárního (aditivního) modelu.....	39
4.2.3 Hypotézy o regresních koeficientech .....	40
4.3 Analýza vstupních časových řad .....	40
4.3.1 Časové řady .....	40
4.3.2 Analýza chybějících a extrémních hodnot.....	45
4.3.3 Dekompozice potřebných časových řad .....	45
4.4 Korelační matice proměnných a odhad (ne)lineárního modelu.....	46
4.5 Statistická verifikace odhadnutých parametrů modelu, případná korekce .....	50
4.6 Ekonometrická verifikace – testování problémů .....	54
4.6.1 Specifikace modelu a případná korekce .....	54
4.6.2 Multikolinearita .....	58
4.6.3 Autokorelace.....	59
4.6.4 Heteroskedasticita.....	62

4.6.5	Testování normality reziduí.....	67
4.7	Ekonomická verifikace nejlepšího korigovaného modelu.....	69
4.8	Predikce na další tři období .....	71
4.9	Srovnání predikovaných úvěrů se skutečně vykázanými .....	74
<b>5.</b>	<b>Zhodnocení výsledků.....</b>	<b>75</b>
5.1	Shrnutí a zhodnocení vývoje makroekonomických veličin v letech 2002 – 2009 .....	75
5.2	Shrnutí a zhodnocení poměrových ukazatelů ČSOB, a.s. v letech 2002 - 2009 .	76
5.3	Shrnutí a zhodnocení vícerozměrného lineárního regresního modelu .....	77
5.4	Zhodnocení vlivu makroekonomických veličin na poměrové ukazatele banky..	80
<b>6.</b>	<b>Závěr .....</b>	<b>82</b>
	<b>Seznam použité literatury .....</b>	<b>84</b>
	<b>Seznam zkratk a symbolů</b>	
	<b>Prohlášení o využití výsledků diplomové práce</b>	
	<b>Seznam příloh</b>	



# 1. Úvod

Obchodní banky fungují na ziskovém principu a realizují tok finančních prostředků mezi ekonomickými subjekty, kdy na jedné straně přijímají vklady od subjektů, na straně druhé jsou peněžní prostředky alokovány ve formě bankovních úvěrů. Finanční zdraví banky se hodnotí pomocí finanční analýzy, v rámci které se počítají různé skupiny poměrových ukazatelů. Na tyto ukazatele, zisk a celkové hospodaření banky působí řada faktorů, jak ovlivnitelné, do kterých patří zvolená bankovní strategie, kvalita bankovních aktiv apod., tak neovlivnitelné jako jsou politické či ekonomické faktory.

Cílem diplomové práce bude zkoumání vlivu vybraných makroekonomických veličin na objem poskytnutých úvěrů Československou obchodní bankou v letech 2002 až 2009 a jejich predikce, neboť právě poskytování úvěrů je jednou z nejdůležitějších činností banky mající značný vliv na hodnoty jejich poměrových ukazatelů. Praktická část práce bude zpracována ve statistickém programu SPSS, do kterého je zapotřebí zadat v rámci jednotlivých časových řad minimálně 32 údajů. Z tohoto důvodu budou použita čtvrtletní data. Čtvrtletní hodnoty jednotlivých poměrových ukazatelů nebylo možné sehnat či vypočítat, banka ovšem byla schopna poskytnout čtvrtletní objemy poskytnutých úvěrů. Proto bude zkoumán vliv vybraných makroekonomických veličin na objem poskytnutých úvěrů a následně okomentován jejich dopad na vybrané poměrové ukazatele Československé obchodní banky, a.s.

Ve druhé části budou charakterizovány vybrané makroekonomické veličiny a popsán jejich vývoj ve sledovaném období. Konkrétně se bude jednat o hrubý domácí produkt, inflaci, nezaměstnanost, průměrnou hrubou měsíční mzdu, veřejné finance, zahraniční zadluženost, úrokové míry a kurz eura. Následně bude také zhodnocena makroekonomická situace Slovenské republiky v letech 2002 až 2007, neboť v tomto období působila ČSOB, a.s. jak v ČR, tak ve Slovenské republice.

Třetí kapitola bude zaměřena na představení analyzované banky a na charakteristiku a vývoj poměrových ukazatelů ČSOB. Konkrétně se bude jednat o ukazatele rentability vlastního kapitálu a rentability aktiv. Dále o ukazatele produktivity, tedy ukazatele celkové a objemové produktivity, a také nákladové intenzity. Následně bude práce zaměřena na ukazatele kvality bankovních aktiv a kapitálové přiměřenosti.

Čtvrtá kapitola bude zkoumat vliv vybraných makroekonomických veličin na objem poskytnutých úvěrů ČSOB pomocí statistického programu SPSS. Za tímto účelem bude modelována závislost reálného hrubého domácího produktu, průměrné hrubé měsíční mzdy, nezaměstnanosti, inflace, kurzu eura a také uměle zavedené proměnné na úvěry poskytnuté ČSOB, a.s, neboť jedním z hlavních úkolů obchodních bank je shromažďovat dočasně volné peněžní prostředky svých klientů a na druhé straně jim poskytovat úvěry.

Pátá kapitola se bude zabývat zhodnocením působení vlivu makroekonomických veličin na objem poskytnutých úvěrů a jejich dopadem na poměrové ukazatele ČSOB, a.s.

## **2. Charakteristika a vývoj vybraných makroekonomických veličin**

Ekonomie zkoumá, jak lidé vyrábějí a spotřebovávají statky a služby. Makroekonomie je obor ekonomické teorie, zabývající se zkoumáním ekonomického systému jako celku. Sleduje vztahy mezi agregátními veličinami jako například hrubým domácím produktem, agregátní nabídkou a poptávkou, inflací, nezaměstnaností, úrokovou mírou. Popisuje, jakými mechanismy se tyto veličiny utvářejí, faktory, které je ovlivňují a jakým způsobem je dosahováno ekonomické rovnováhy. Makroekonomie poskytuje základ pro provádění hospodářské politiky státu, konkrétně fiskální politiky, monetární politiky nebo zahraničněobchodní politiky, viz Urban (2003).

V této kapitole budou nejprve popsány významné ekonomické události, které ve sledovaném období ovlivnily hospodářský vývoj České republiky a dále budou charakterizovány vybrané ukazatele a popsán jejich vývoj v letech 2002 až 2009. Konkrétně se bude jednat o hrubý domácí produkt, inflaci, nezaměstnanost, průměrnou hrubou měsíční mzdu, veřejné finance, zahraniční zadluženost, úrokové míry, kurz eura. Jedna podkapitola se zaměří také na zhodnocení ekonomické situace Slovenské republiky.

### ***2.1 Ekonomické události ovlivňující hospodářský vývoj České republiky v letech 2002 - 2009***

Ve sledovaném období, kdy bude sledován vliv makroekonomických veličin na poměrové ukazatele ČSOB, došlo k několika ekonomickým událostem. V prosinci roku 2002 obdržela Česká republika pozvání ke členství do Evropské unie a začala se připravovat k brzkému úspěšnému vstupu do EU. Nepříznivým vnějším faktorem byl především globální hospodářský útlum, který se do české ekonomiky přenášel díky intenzivním vazbám s Evropskou unií. V roce začala Česká republika pracovat na fiskální reformě a přesvědčivé výsledky referenda otevřely České republice s definitivní platností cestu do EU. Rok 2004 nebyl pro českou ekonomiku rokem velkých změn i přesto, že se země od 1. května stala členem Evropské unie. Byla tak potvrzena očekávání, že formální vstup do EU nebude mít za následek žádné významné negativní vlivy. V roce 2006 byl očekáván méně optimistický výhled české republiky do budoucna,

byl odsunut plán s cílem přijmout euro do roku 2010 a hrozilo další oddálení přijetí nové měny.

V roce 2008 postupně propukla světová finanční a ekonomická krize, která vytvořila obtížné podmínky pro fungování finančního sektoru a zapříčinila, že většina západních ekonomik vstoupila do hluboké recese. Vysoký růst světové ekonomiky, který krizi předcházel, přinesl stabilitu ekonomik, nízkou inflaci a také příznivý vývoj na finančních trzích. Kolapsem investiční banky Lehman Brother se situace změnila téměř přes noc. Dříve bezproblémově fungující světové finanční trhy ztratily likviditu, rostly rizikové přírážky a obezřetnost investorů i finančních institucí, což vedlo až k nemožnosti prodat na trhu jakákoliv aktiva za přijatelnou cenu. „Stabilizace světového finančního systému trvala dlouhé měsíce, během kterých vlády řady zemí vynaložily desítky procent HDP na podporu bank a centrální banky realizovaly bezprecedentní kroky ve snaze podpořit finanční trhy a ekonomiku.“<sup>1</sup>

## **2.2 Hrubý domácí produkt**

V této podkapitole byly čerpány informace ze zdroje Urban (2003). Hrubý domácí produkt (HDP) je využíván pro stanovení výkonnosti ekonomiky. Je to suma celkové hodnoty statků a služeb nově vytvořených v daném období na určitém území, vyjádřená v peněžních jednotkách. Obvykle se stanovuje na jeden rok. Jde o součet korunové hodnoty spotřeby, investic, vládních nákupů a čistých vývozů.

Měření HDP je založeno na systému národních účtů. Tyto systémy jsou obvykle zpracovávány jednotně dle metodiky OSN, což umožňuje nejen analýzu, ale i mezinárodní srovnávání jednotlivých zemí. Zjednodušeně se jedná o pět účtů: podnikový, domácností, státu, styku s cizinou a kapitálový účet. V rámci každého účtu se srovnávají vstupy a výstupy, resp. příjmy a výdaje.

Různé výrobky a služby jsou vyjadřovány v peněžních jednotkách, ceny jsou faktorem, který může díky inflaci ukazatel HDP zkreslovat. Rozlišují se proto dvě kategorie hrubého domácího produktu podle způsobu jeho ocenění. Jedná se o nominální HDP a reálný HDP. Zatímco nominální HDP je ukazatel v běžných, tedy skutečných cenách, reálný HDP představuje ukazatel ve srovnatelných, tedy stálých cenách.

---

<sup>1</sup> <http://www.businessinfo.cz/cz/clanek/bankovnictvi-investovani/cesky-bankovni-sektor/1000464/57975/>

Ukazatel je tedy očištěný od inflace a zvýšení reálného HDP představuje skutečný nárůst fyzického objemu produktu.

HDP lze vypočítat třemi způsoby: produkční, výdajovou a důchodovou metodou. Použití kterékoliv z uvedených metod ovšem vždy vede ke stejnému výsledku. Hrubý domácí produkt tvoří úhrn všech finálních výrobků a služeb, které byly za určité období vyrobeny a poskytnuty na území daného státu. Je ale složité určit, zda je daný statek konečný, nebo zda-li se jedná o meziprodukt. Aby nebyl ve výpočtu zahrnut vícekrát, při použití produkční metody se počítá součet přidaných hodnot každé výrobní etapy ze všech odvětví. Další možností, jak určit výši HDP, je vyčíslit výdaje jednotlivých sektorů na nákup finálních výrobků a služeb, viz Urban (2003). Touto metodou se agregují spotřební a investiční výdaje, což umožňuje zjistit celkové domácí výdaje v běžných cenách. Hrubý domácí produkt je představován takto:

$$HDP = C + I + G + E, \quad (2.1)$$

kde  $C$  jsou výdaje domácností na spotřebu,  $I$  soukromé hrubé domácí investice,  $G$  výdaje státu na nákup výrobků a služeb a  $E$  představuje čistý export, resp. export mínus import.

Důchodovou metodou se HDP počítá jako součet národního důchodu, amortizace a nepřímých daní. Jedná se tedy o následující vzorec:

$$HDP = w + r + z + i + y + a + n, \quad (2.2)$$

kde  $w$  představuje hrubé mzdy,  $r$  renty,  $z$  jsou hrubé zisky korporací,  $i$  čisté úroky,  $y$  důchody ze samozaměstnání,  $a$  znázorňuje amortizaci a  $n$  nepřímé daně.

Vývoj nominálního HDP v ČR (viz Tab. 2.1), nominálního HDP na jednoho obyvatele České republiky (viz Tab. 2.2), vývoj ročního tempa růstu reálného HDP ve sledovaných letech (viz Tab. 2.3) a vývoj ročního tempa růstu reálného HDP Slovenské republiky (viz Tab. 2.4), bude zachycen v následujících tabulkách.

Tab. 2.1 Vývoj nominálního HDP v ČR v letech 2002 – 2009 (v mil. Kč)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>HDPn</b>	2 464 432	2 577 110	2 814 762	2 983 862	3 222 369	3 535 460	3 688 997	3 625 865

Zdroj: www.cnb.cz, statistika časových řad ARAD

Kromě vývoje HDP za celou zemi lze vyjádřit také vývoj HDP na 1 obyvatele. Tento ukazatel vyjadřuje ekonomickou úroveň dané země, má vyšší vypovídací schopnost při srovnání s jinými státy.

Tab. 2.2 Vývoj nominálního HDP na 1 obyvatele ČR v letech 2002 – 2009 (v Kč na 1 obyvatele)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
HDPn na 1 obyv.	241 593	252 617	275 770	291 561	313 868	342 494	353 701	345 601

Zdroj: [http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/cr:\\_makroekonomicke\\_udaje/\\$File/60268410.xls](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/cr:_makroekonomicke_udaje/$File/60268410.xls)

Je nutné sledovat také ekonomický růst, který se většinou měří jako roční tempo růstu reálného HDP určité země. Mezi hlavní zdroje ekonomického růstu patří: růst výrobních faktorů, zejména práce a kapitálu, růst celkové produktivity výrobních faktorů, kterou zapříčiňují faktory jako vzdělání, inovace, technologie, úspory z rozsahu, vědecký pokrok apod. Tempo přírůstku HDP se počítá pomocí následujícího vzorce:

$$\Delta HDP = \frac{HDP_t - HDP_{t-1}}{HDP_{t-1}} \cdot 100. \quad (2.3)$$

Tab. 2.3 Vývoj ročního tempa růstu reálného HDP ČR v letech 2002 – 2009 (v %)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Růst HDP <sub>r</sub>	1,9	3,6	4,5	6,3	6,8	6,1	2,5	-4,1

Zdroj: <http://www.finance.cz/ekonomika/svetove-makroukazatele/hdp/>

Z výše uvedených tabulek je patrné, že od sledovaného roku 2002 až do roku 2008 nominální hrubý domácí produkt České republiky rostl, tento růst byl ovšem prolomen v roce 2009, kdy došlo k poklesu (viz Tab. 2.1 a Tab. 2.2). V letech 2005 až 2007 česká ekonomika prosperovala, když meziroční růst hrubého domácího produktu v reálném vyjádření překonal hranici 6 % (viz Tab. 2.3). K výraznému zpomalení růstu došlo v roce 2008, kdy česká ekonomika dosáhla meziročního růstu reálného HDP ve výši 2,5 %, což zejména zapříčinily slabší výsledky čtvrtého čtvrtletí, kdy již hospodářství naplno zasáhl nepříznivý vývoj ekonomického prostředí. V roce 2009 dosahoval růst reálného HDP záporných hodnot, konkrétně – 4,1 %. Hlavním důvodem zpomalení české ekonomiky byla celosvětová finanční krize, v jejímž důsledku zaznamenala většina obchodních partnerů České republiky pomalejší hospodářský růst,

popřípadě recesi. Pomalejší růst těchto zemí vedl k omezení českého vývozu a negativně ovlivnil vývoj HDP ČR.

Tempo růstu reálného HDP Slovenské republiky (viz Tab. 2.4) se vyvíjí stejným směrem jako růst HDP České republiky, dosahuje ovšem vyšších hodnot. Nejvyšší růst HDP zaznamenala Slovenská republika v roce 2007, kdy dosáhla 10,5 %. Naopak do záporných hodnot se, stejně jako ČR, dostala v roce 2009, kdy dosáhla – 4,8 %.

Tab. 2.4 Vývoj ročního tempa růstu reálného HDP Slovenské republiky v letech 2002 – 2009 (v %)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Růst HDP	4,6	4,8	5,1	6,7	8,5	10,5	5,8	-4,8

Zdroj: <http://www.finance.sk/hospodarstvo/hdp/tempo-rastu/>

## 2.3 Inflace

V této podkapitole byly čerpány informace z literatury Jurečka a kol. (2010) a Českého statistického úřadu (2011). Inflace představuje opakovaný růst cen v ekonomice. Ceny jednotlivých druhů zboží se v čase zvyšují, mohou se samozřejmě i snižovat, a cenová hladina tedy roste. Cenovou hladinou lze zjednodušeně rozumět průměrnou cenu zboží.

Pro měření inflace je nejčastěji používán index spotřebitelských cen, index cen výrobců a deflátor hrubého národního produktu. Index spotřebitelských cen měří náklady tržního koše výrobků a služeb, kdy každé položce je přiřazena fixní váha odpovídající důležitosti v rozpočtech výdajů domácnosti. Index cen výrobců je založen na cenách komodit, zahrnujících ceny potravin zpracovatelského a těžebního průmyslu. Fixní váhy jsou založeny na čistých dodávkách či prodejkách komodit. Deflátor hrubého národního produktu se měří jako poměr nominálního a reálného hrubého národního produktu. Při výpočtu tohoto indexu se používají variabilní váhy a vychází se z účtů národního produktu a důchodu.

Inflaci v ČR počítá Český statistický úřad jako vážený průměr celkem 775 položek. Celková spotřeba domácností zde figuruje jako váha pro významnost každé položky. Jednotlivé položky jsou souhrnně nazývány spotřebitelský koš. Ze všech těchto položek je 117 regulovaných. Pro zjištění čisté inflace se měří změny cen pouze v neregulované části spotřebitelského koše.

Míra inflace se může vztahovat k předchozímu měsíci, ke stejnému měsíci předchozího roku nebo k základnímu období, které je v ČR určeno jako rok 2000 = 100 %.

Inflace negativně ovlivňuje mzdy, neboť jejich kupní síla klesá. Nepostihuje ovšem vlastníky hmotných statků, protože cena majetku roste stejně jako inflace. Právě díky této skutečnosti inflace postihuje více sociálně slabší skupiny obyvatel. Jestliže je míra inflace vyšší než nominální úroková míra, klesá hodnota vkladů a půjček, ztrácejí věřitelé a získávají dlužníci. Vysoká úroveň inflace rovněž vede ke snížení poptávky, což způsobí celkové snížení odbytu, a tedy i reálného produktu.

Tab. 2.5 Míra inflace ČR vyjádřená přírůstkem průměrného ročního indexu spotřebitelských cen v letech 2002 – 2009 (v %)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Míra inflace	1,8	0,1	2,8	1,9	2,5	2,8	6,3	1,0

Zdroj: [http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/cr:\\_makroekonomicke\\_udaje/\\$File/60268410.xls](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/cr:_makroekonomicke_udaje/$File/60268410.xls)

Míra inflace (viz Tab. 2.5) se od začátku sledovaného období až do roku 2007 pohybovala do 2,8 %. V roce 2003 dosahovala inflace rekordně nízkých hodnot bez toho, že by hrozil nástup škodlivé inflace. V roce 2007 a 2008 se česká inflace urychlila, kdy mezi hlavní faktory patřil globální růst cen ropy a potravin. V roce 2009 činila inflace 1 %. K poklesu inflace došlo díky odeznění vlivu administrativních opatření na meziroční cenový růst, ale také díky obratu ve vývoji cen potravin, surovin a energií na světových trzích a absenci poptávkových inflačních tlaků v domácí ekonomice, viz ČSOB (2009).

## 2.4 Nezaměstnanost

V této podkapitole byly zpracovány informace podle zdroje Jurečka a kol. (2010) a Českého statistického úřadu (2011). Nezaměstnaným člověkem je podle ekonomické teorie osoba, která nemůže najít práci, přitom je ale schopna pracovat a práci aktivně hledá. Existuje několik typů nezaměstnanosti. Pojem dlouhodobá nezaměstnanost znamená neschopnost získat zaměstnání po dobu delší než 12 měsíců. Frikční nezaměstnanost je pouze přechodná a krátkodobá a je spojena s pohybem lidí, kteří přecházejí z jednoho zaměstnání do druhého se stejnou nebo podobnou kvalifikací. Strukturální nezaměstnanost je vyvolána většími změnami ve struktuře národního hospodářství a může trvat i několik let. Pro zmírnění této nezaměstnanosti je nutná rekvalifikace mnoha pracovníků. Cyklickou



nezaměstnanost způsobuje pokles produktu, když se hospodářský cyklus nachází ve fázi kontrakce a přetrvává dokud opět nezačne růst produkt. Je-li počet nezaměstnaných nižší nebo roven počtu volných pracovních míst, lze hovořit o dobrovolné nezaměstnanosti. Tito lidé upřednostňují volný čas, studium nebo jiné činnosti. Je-li počet volných pracovních míst menší než počet uchazečů, jedná se o nedobrovolnou nezaměstnanost. Přirozená míra nezaměstnanosti je nejnižší udržitelná míra nezaměstnanosti, kterou může tržní ekonomika dosahovat, aniž by inflace vykazovala tendenci ke zvyšování nebo snižování.

Rozsah nezaměstnanosti se měří pomocí míry nezaměstnanosti, která se uvádí v procentech podle následujícího vzorce:

$$n = [\text{nezaměstnaní} / (\text{zaměstnaní} + \text{nezaměstnaní})] \cdot 100, \quad (2.4)$$

kde *nezaměstnaní* jsou lidé, kteří nejsou zaměstnaní, ale práci aktivně hledají a *zaměstnaní* vykonávají jakoukoliv placenou práci.

Tab. 2.6 Vývoj průměrné míry nezaměstnanosti ČR v letech 2002 – 2009 (v %)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Nezaměstnanost	7,3	7,8	8,3	7,9	7,1	5,3	4,4	6,7

Zdroj: [http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/cr:\\_makroekonomicke\\_udaje/\\$File/60268410.xls](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/cr:_makroekonomicke_udaje/$File/60268410.xls)

Od roku 2002 do roku 2004 i přes rostoucí produktivitu práce v ekonomice míra nezaměstnanosti rostla (viz Tab. 2.6). V roce 2004 činila až 8,3 %. Ani následující rok solidního hospodářského růstu nezaznamenal průlom v boji s relativně vysokou mírou nezaměstnanosti. Během roku poklesla pouze o 4 procentní body. Česká ekonomika v roce 2007 a následně i v roce 2008 prosperovala, což se projevilo také v průměrné míře nezaměstnanosti, která výrazně klesla na 5,3 % a v roce 2008 dokonce dosáhla nejnižší úrovně od roku 1997, tedy 4,4 %. Následně ovšem vážnoucí ekonomický růst v české ekonomice reflektuje rostoucí míra nezaměstnanosti. Napětí na trhu práce, které od roku 2004 klesalo, znovu začalo růst. Míra nezaměstnanosti dosáhla v lednu 2009 podle metodiky pracovních úřadů 6,8 %, o rok dříve to bylo 6,1 %. Počet uchazečů o jedno volné pracovní místo na úřadech práce se zvýšil ze 2 % v červnu 2008 na 5,8 % v lednu 2009.

## 2.5 Průměrná hrubá měsíční mzda

V této podkapitole byly čerpány informace z internetového portálu finance.cz (2011) a České národní banky (2011). „Průměrná hrubá měsíční mzda je mzda na fyzické osoby, tj. bez přihlédnutí k délce odpracované doby. Tato mzda představuje podíl mezd bez ostatních osobních nákladů připadající na jednoho zaměstnance evidenčního počtu za měsíc. Do mezd jsou zahrnuty základní mzdy a platy, příplatky a doplatky ke mzdě nebo platu, prémie a odměny, náhrady mezd a platů, odměny za pracovní pohotovost a jiné složky mzdy nebo platu, které byly v daném období zaměstnancům zúčtovány k výplatě. Jedná se o hrubé mzdy, tj. před snížením o pojistné na všeobecné zdravotní pojištění a sociální zabezpečení, zálohové splátky daně z příjmů fyzických osob a další zákonné nebo se zaměstnancem dohodnuté srážky.“<sup>2</sup>

Příjem zaměstnance nesmí být nižší než minimální mzda, kterou je povinen zaměstnavatel poskytovat zaměstnanci za vykonanou práci. Minimální mzda se vztahuje na všechny zaměstnance v pracovním nebo obdobném pracovním vztahu. Nerozlišuje se, jde-li o pracovní poměr na dobu určitou či neurčitou, o hlavní, vedlejší nebo souběžné pracovní poměry. Nevztahuje se však na činnosti prováděné na základě dohod o pracích konaných mimo pracovní poměr.

Společensky uznanou minimální hranicí příjmu pod níž nastává stav hmotné nouze je životní minimum. Vymezuje výši nezbytných finančních prostředků pro domácnost k dočasnému zajištění základních životních potřeb jejích členů na velmi skromné úrovni. Pokud čisté peněžní příjmy nedosahují životního minima je státem poskytována pomoc formou dávek sociální péče. V roce 2010 činí částka životního minima pro jednotlivce 3 126 Kč.

V následující tabulce (viz Tab. 2.7) bude zachycen vývoj průměrné hrubé měsíční nominální mzdy v ČR v letech 2002 – 2009.

Tab. 2.7 Průměrná hrubá měsíční nominální mzda v ČR v letech 2002 – 2009 (v Kč)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Prům. hrubá měsíční nominální mzda	15 524	16 430	17 466	18 344	19 546	20 957	22 691	23 488

Zdroj: [www.cnb.cz](http://www.cnb.cz), statistika časových řad ARAD

<sup>2</sup> <http://www.finance.cz/ekonomika/informace/inflace/prijmy-domacnosti/>

Z výše uvedené tabulky (viz Tab. 2.7) lze vidět, že průměrná hrubá měsíční nominální mzda v ČR ve sledovaných letech neustále stoupá. Tato mzda zahrnuje jak podnikatelskou, tak nepodnikatelskou sféru. V roce 2002 činila 15 524,- Kč a v roce 2009 to již bylo 23 488,- Kč. Během osmi let tedy průměrná mzda stoupla o 7 964,- Kč, i když v posledních letech se její růst lehce zpomalil.

## 2.6 Veřejné finance

V této podkapitole byly čerpány informace ze zdroje Urban (2003) a Ministerstva financí ČR (2011). Státní rozpočet představuje finanční plán, který sumarizuje očekávané roční příjmy a výdaje státu. Mezi rozpočtové příjmy patří: nenávratné příjmy, tedy daňové a nedaňové a návratné příjmy, jimiž je emise dluhopisů a bankovní úvěry. Mezi rozpočtové výdaje jsou zahrnuty transferové platby domácnostem, vládní nákupy v podobě financování běžných i investičních výdajů ve školství a zdravotnictví, transferové platby podnikům v podobě subvencí a vyplacený úrok z veřejného dluhu. Jestliže jsou příjmy vyšší než výdaje, jedná se o rozpočtový přebytek, tedy aktivní saldo rozpočtu. Jsou-li příjmy nižší než výdaje, hovoří se o rozpočtovém deficitu, tedy pasivním rozpočtovém saldu.

Veřejný dluh je vyjadřován jako celkový dluh bez odečtení pohledávek. Může vzniknout deficitem nebo několika deficity. Zahrnuje státní dluh, dluh všeobecného pojištění, dluh mimorozpočtových fondů a dluhy územích rozpočtů.

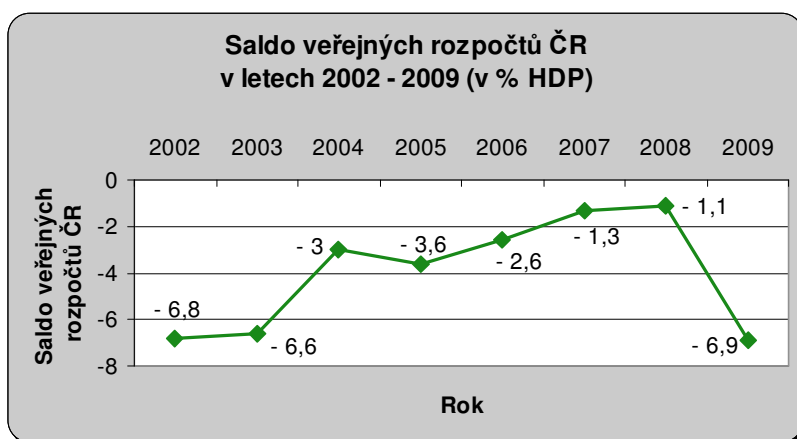
V následujících tabulkách (viz Tab. 2.8 a Tab. 2.9) je zachyceno saldo veřejných rozpočtů ČR a veřejný dluh ČR v letech 2002 – 2009. Vývoj salda veřejných rozpočtů ČR je zachycen také graficky (viz Graf 2.1).

Tab. 2.8 Saldo veřejných rozpočtů ČR v letech 2002 – 2009 (v % HDP)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>Saldo veř. rozpočtů</b>	-6,8	-6,6	-3,0	-3,6	-2,6	-1,3	-1,1	-6,9

*Zdroj: Ministerstvo financí ČR*

Graf 2.1 Saldo veřejných rozpočtů ČR v letech 2002 – 2009 (v % HDP)



Zdroj: Vlastní zpracování

Tab. 2.9 Veřejný dluh ČR v letech 2002 – 2009 (v % HDP)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>Veřejný dluh</b>	27,8	30,1	30,4	29,7	29,4	29,0	30,0	35,4

Zdroj: Český statistický úřad

Z tabulky (viz Tab. 2.8) je patrné, že ve sledovaném období dosahovala Česká republika deficitů veřejných rozpočtů. Jedná se o deficity očištěné o příjmy z privatizace a dotace poskytnuté transformačním institucím. Deficit veřejných rozpočtů od roku 2002 klesal, s výjimkou roku 2005, kdy vzrostl na 3,6 %. V roce 2007 veřejné rozpočty zaznamenaly deficit ve výši pouze 1,3 %. Bylo to ovšem zejména zapříčiněno překvapivě vysokým daňovým příjmem plynoucím z nečekaného hospodářského růstu, vysoké spotřeby domácností a nízké nezaměstnanosti. Deficit dosáhl nejnižší hodnoty – 1,1 % v roce 2008. V roce 2009 se ovšem v plné míře projevila krize a deficit dosáhl rekordní výše 6,9 % (viz Graf 2.1). Přiměřeně nárůstu schodku veřejných financí stoupl též veřejný dluh (viz Tab. 2.9), který se v roce 2009 vyšplhal na 35,4 % HDP.

## 2.7 Zahraniční zadluženost

Vývoj platební bilance, resp. transakcí, které jsou v ní zachyceny, je hlavní okolností, určující vývoj zadluženosti domácích subjektů vůči zahraničí. Jde o zadluženost jak podnikového sektoru, tak i vlády.

Tab. 2.10 Zahraniční zadluženost ČR v letech 2002 – 2009 vyjádřená procentem HDP

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Hrubá zahr. zadluženost	34,8	34,7	35,9	38,3	37,1	38,9	42,0	43,8

Zdroj: www.financniny.cz

Ve výše uvedené tabulce (viz Tab.2.10) lze sledovat vývoj zahraniční zadluženosti ČR v letech 2002 – 2009 vyjádřené procentem HDP. V roce 2002 činila 34,8 %. Následující rok poklesla o jednu desetinu procentního bodu, ale všechny následující roky zadluženost rostla, výjimku tvořil pouze rok 2006, kdy oproti předešlému roku zahraniční zadluženost klesla z 38,3 % HDP na 37,1 % HDP. Nejvyšší skok byl zaznamenán roce 2008, kdy se také začala projevovat celosvětová finanční krize. Během jednoho roku zahraniční zadluženost vzrostla o 3,1 %. V posledním sledovaném roce 2009 dosáhla nejvyšší hodnoty, konkrétně 43,8 %. Z dlouhodobého hlediska lze tedy konstatovat, že zahraniční zadluženost ČR roste.

## 2.8 Úrokové míry

V této podkapitole byly čerpány informace z internetového portálu České národní banky (2011). Úročení komerčních úvěrů se odvíjí od základních úrokových sazeb stanovovaných Českou národní bankou. Zvláště citlivé jsou na každý pohyb těchto sazeb hypotéky. ČNB vyhláší diskontní, lombardní, 2 týdenní repo sazbu a sazbu povinných minimálních rezerv.

Diskontní sazba je úrokem z diskontního úvěru, kdy banky mají možnost uložit přes noc u ČNB bez zajištění svou přebytkovou likviditu. Pro získání takového úvěru musí požádat 15 minut před uzavěrkou účetního dne v Zúčtovacím centru ČNB. Minimální objem je 300 mil. Kč a dále celé násobky 100 mil. Kč. Takto uložená depozita se úročí diskontní sazbou, která představuje dolní mez pro pohyb krátkodobých úrokových sazeb na peněžním trhu, touto sazbou tedy ČNB ovlivňuje měnovou bázi. V následující tabulce (viz Tab. 2.11) lze pozorovat vývoj diskontní sazby. Maximální výše dosáhla na konci roku 2006, tedy 3,50 %, nejnižší diskontní sazba byla vyhlášena ČNB v roce 2009, konkrétně ve výši 0,25 %.

Tab. 2.11 Velikost diskontní sazby ke konci let 2002 – 2009 (v %)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Diskontní sazba	1,75	1,00	1,50	1,00	1,50	2,50	1,25	0,25

Zdroj: [www.cnb.cz](http://www.cnb.cz)

Lombardní sazba představuje úrok z lombardního úvěru, který je poskytován centrální bankou komerčním bankám proti zajištění zástavou cenných papírů. Banky si tak mohou přes noc vypůjčit formou repo operace likviditu. O takový úvěr, jehož minimální objem není stanoven, musí ovšem banka požádat nejpozději 25 minut před uzávěrkou účetního dne v Zúčtovacím centru ČNB. Lombardní sazba představuje horní mez pro pohyb krátkodobých úrokových sazeb na peněžním trhu. Vývoj lombardní sazby je viditelný v následující tabulce (viz Tab. 2.12), kdy se tato sazba vyvíjí ve stejném směru jako diskontní sazba, jen je vždy o dva procentní body vyšší. Toto pravidlo je porušeno pouze v roce 2009, kdy lombardní sazba činí 2,00 %, oproti 0,25 % diskontní sazby.

Tab. 2.12 Velikost lombardní sazby ke konci let 2002 – 2009 (v %)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Lombardní sazba	3,75	3,00	3,50	3,00	3,50	4,50	3,25	2,00

Zdroj: [www.cnb.cz](http://www.cnb.cz)

Repo operace jsou hlavním měnovým nástrojem ČNB, kterým ovlivňují množství peněz v ekonomice, neboli měnovou bázi. Banka stahuje měnu z oběhu prodejem svých cenných papírů nebo pokladničních poukázek a naopak ji do oběhu uvolňuje nákupem stejných cenných papírů či pokladničních poukázek. Po uplynutí doby splatnosti ČNB vrátí věřitelské bance zapůjčenou jistinu, která je zvýšená o dohodnutý úrok a věřitelská banka zase vrátí ČNB její cenné papíry. Základní doba těchto operací je 14 dní, což napovídá samotný název sazby. Velikost 2 týdenní repo sazby lze sledovat v následující tabulce (viz Tab. 2.13). Tato úroková sazba se pohybuje mezi diskontní a lombardní sazbou. Ve všech letech platí, že je o jeden procentní bod nižší než výše uvedená lombardní sazba.

Tab. 2.13 Velikost 2 týdenní Repo sazby ke konci let 2002 – 2009 (v %)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>2T Repo sazba</b>	2,75	2,00	2,50	2,00	2,50	3,50	2,25	1,00

Zdroj: [www.cnb.cz](http://www.cnb.cz)

Každá banka, ale také stavební spořitelna, a pobočka zahraniční banky, která má v ČR bankovní licenci, je povinna držet na svém účtu u ČNB předem stanovený objem peněžních prostředků, tedy povinné minimální rezervy. PMR je stanovena na 2 % z objemu primárních závazků dané banky nebo stavební spořitelny v předchozím období. Banky a stavební spořitelny musí na svém clearingovém účtu udržovat takový denní zůstatek, který v průměru za 14 dní dá minimálně stanovené PMR pro daný měsíc.

Roční úrokové sazby korunových úvěrů, které poskytují banky domácnostem v ČR na nové obchody (viz Tab. 2.14), úrokové sazby vyhlášené ČNB nekopírují. Jsou zde zahrnuty kontokorentní a podobné úvěry, veškeré úvěry na spotřebu, na nákup nemovitostí a ostatní úvěry. Sazby ve sledovaném období neustále rostou. V roce 2002 činila tato sazba 9,12 %, o osm let později je již ve výši 14,64 %.

Tab. 2.14 Roční úrokové sazby korunových úvěrů poskytnutých bankami domácnostem v ČR (nové obchody) v letech 2002 – 2009 (v %)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>Úrokové sazby</b>	9,12	8,56	11,63	10,94	10,76	11,81	13,29	14,64

Zdroj: [www.cnb.cz](http://www.cnb.cz), statistika časových řad ARAD

## 2.9 Kurz eura v letech 2002 – 2009

Měnový kurz je cena jedné měny vyjádřená v jednotkách jiné měny, kurz eura tedy vyjadřuje, kolik českých korun musí být vynaloženo pro získání jednoho eura. Jedná se tedy o zápis neboli notaci CZK/EUR s významem kurz eura.

Teorie parity kupní síly vychází ze zákona jediné ceny, který říká, že cena zboží po přepočtení na stejnou měnu, musí být ve všech zemích stejná. Protože však existují překážky mezinárodního obchodu, měnové ceny si neodpovídají. Teorie parity kupní síly má dvě verze. Absolutní, která tvrdí, že směnné kurzy se rovnají poměrům příslušných cenových hladin:

$$E = \frac{P_{domácí}}{P_{zahr.}}, \quad (2.5)$$

kde  $P$  je cenová hladina,  $E$  je měnový kurz.

Relativní verze říká, že procentní změna měnového kurzu odpovídá rozdílu změn cenových hladin:

$$e = \pi_{domácí} - \pi_{zahr.}, \quad (2.6)$$

kde  $e$  je relativní změna nominálního měnového kurzu,  $\pi$  je inflace.

Podrobný vývoj kurzu eura je zobrazen v příloze (viz Příloha č. 3).

## **2.10 Makroekonomická situace Slovenské republiky v letech 2002 - 2007**

Informace v této podkapitole diplomové práce byly převzaty z výročních zpráv ČSOB v letech 2002 až 2007 a Národní banky Slovenska (2010). Do roku 2007 působila Československá obchodní banka, a.s. jak v České, tak Slovenské republice. Z tohoto důvodu bude přiblížen také vývoj slovenské ekonomiky ve sledovaném období.

Slovenská ekonomika v roce 2002 se rozvíjela úspěšně. Meziroční tempo růstu HDP se během celého roku pohybovala kolem 4 %. Schodek běžného účtu platební bilance přesál ve druhém čtvrtletí úroveň 9 % HDP, přičemž i po zbytek roku zůstal nad úrovní 5 %. Tak jako v Česku, ani na Slovensku v roce 2002 neexistovaly silné inflační tlaky. Vedle schodku běžného účtu a deficitu veřejných financí zůstává na Slovensku citlivým národohospodářským problémem nezaměstnanost. Průměrná míra slovenské nezaměstnanosti je ve srovnání s českou téměř dvojnásobná. Tento rozdíl je určitou mírou dán výraznými regionálními rozdíly nebo přítomností „šedé“ ekonomiky.

Ekonomický růst v roce 2003 dosáhl 4,2 %, což bylo založeno především na prudké expanzi exportu spojené s rozvojem produkce dopravních prostředků na Slovensku. Díky propadu reálných mezd zaznamenala útlum spotřeba domácností. Schodek běžného účtu platební bilance, který se v posledních dvou letech pohyboval za hranicí 8 % HDP, se díky zlepšení výsledku zahraničního obchodu snížil až na – 0,9 % HDP. V roce 2003 vláda provedla zásadní ekonomické reformy, které se projeví ve vyšší průměrné inflaci, která dosáhla 8,5 %. Míra nezaměstnanosti na konci roku meziročně



poklesla o téměř dva procentní body na 15,6 %. Rok 2003 byl rokem příprav zásadní daňové reformy, v rámci které má být zavedena jednotná daňová sazba e výši 19 %, jež bude platit od ledna 2004.

V březnu roku 2004 se Slovenská republika stala členem NATO a na začátku května přistoupila k Evropské unii. Růst HDP Slovenska v roce 2004 činil 5,5 %, schodek běžného účtu platební bilance dosáhl + 3,5 % HDP. Průměrná míra inflace mírně poklesla na 7,5 %. NBS ve snaze zpomalit posilování koruny snižovala dvoutýdenní repo sazbu, což se následně projevilo i v nižším úročení vkladů a úvěrů. Míra nezaměstnanosti na konci roku 2004 činila 16,9 %.

Rok 2005 byl pro slovenskou ekonomiku dalším úspěšným rokem. Ekonomický růst opět mírně zrychlil a podpořil tak příznivý vývoj na trhu práce bez navýšení rizika inflačních tlaků. Růst hospodářství dosáhl v roce 2005 6 %, inflace na konci roku poklesla až na průměrných 2,7 % a průměrná míra nezaměstnanosti nabyla hodnoty 16,2 %. Oživení úvěrového trhu v loňském roce nabralo na síle, a tak úvěry soukromého sektoru rostly dvojciferným tempem.

Rok 2006 byl pro slovenskou ekonomiku dalším úspěšným rokem v řadě. Rychlý růst hospodářství se příznivý promítal ve vývoji na trhu práce a vedl k dalšímu snížení míry nezaměstnanosti až na osmileté minimum. Růst slovenské ekonomiky dosáhl v roce 2006 8,3 %. V porovnání s rokem 2005 došlo k mírnému zvýšení inflace na meziročních 4,5 %. Vysoký růst ekonomiky založený v loňském roce především na spotřebě a investicích spolu s vyššími cenami dovážených surovin vedl ke zhoršení obchodní bilance meziročně až na 92,1 mld. Sk. V oblasti nezaměstnanosti se její míra opět snížila a to průměrně až na 13,3 %.

V roce 2007 se slovenské ekonomice opět dařilo. Růst HDP zdolal nové historické maximum 10,4 %. Meziroční harmonizovaná inflace v průběhu roku poklesla až na historické minimum 1,2 %, ke konci roku ovšem opět začala stoupat. V roce 2007 pokračoval trend růstu zadlužení obyvatel podpořený celkovým růstem životní úrovně a klesajícími úrokovými sazbami. Také v tomto roce pokračovala míra nezaměstnanosti klesajícím směrem a nabyla průměrné hodnoty 11,1 %.

### **3. Charakteristika a vývoj poměrových ukazatelů ČSOB, a.s.**

V této kapitole budou čerpány údaje z publikací Kašparovská a kol. (2006) a Ziegler a kol. (2006). Finanční analýza je typem poměrové analýzy, jejímž cílem je zhodnotit finanční hospodaření banky. Je založena na systému definovaných ukazatelů, které umožňují diagnostikovat případné problémy ve finanční situaci banky a naopak odhalit její silné stránky. Lze tedy konstatovat, že analýza sama o sobě není nástrojem změny ekonomické situace banky, ale je nástrojem k poznání ekonomického stavu banky vzhledem ke konkurenci nebo vzhledem k minulému vývoji. Výsledky finanční analýzy by měly být využity pro budoucí finanční plánování.

Zdrojem dat pro finanční analýzu je především bilance, výkaz zisků a ztrát a výkaz cash flow. Jelikož v účetní evidenci existují stavové a tokové veličiny, je třeba stavové veličiny upravit přepočtem na jejich průměrnou hodnotu, které lépe vyjadřuje jejich roční velikost.

Při využití finanční analýzy je třeba brát v úvahu několik omezení, zejména tedy skutečnost, že ukazatele jsou tvořeny na základě účetních údajů, které se vždy vztahují k minulosti. Bilanční údaje vyjadřují hodnotu bankovních aktiv i pasiv v účetních cenách, které v mnoha případech neodpovídají aktuálním tržním cenám aktiv. V účetnictví také není zachycena kvalifikace a zkušenost zaměstnanců banky, kvalita obchodně provozních procesů, kvalita manažerských informačních systémů apod., které mají na efektivnost podnikání výrazný vliv a pro současné bankovní prostředí je charakteristický také nárůst mimobilančních položek.

V rámci poměrových finančních analýz je využívána řada ukazatelů, které jsou sdružovány do skupin, a každá skupina vypovídá o některém aspektu ekonomické činnosti banky.

Následující podkapitoly budou zaměřeny na představení Československé obchodní banky, a. s.. Poté budou charakterizovány, vypočteny a okomentovány vybrané poměrové ukazatele ČSOB, a.s. v letech 2002 až 2009. Konkrétně se bude jednat o ukazatele rentability banky, produktivity, kvality bankovních aktiv a ukazatele kapitálové přiměřenosti.

### 3.1 Základní informace o ČSOB

<b>Obchodní firma</b>	Československá obchodní banka, a. s.
<b>Sídlo</b>	Radlická 333/150, 150 57 Praha 5
<b>Právní forma</b>	akciová společnost
<b>Registrace</b>	zapsána v obchodním rejstříku, vedeném Městským soudem v Praze
<b>Předmět podnikání</b>	banka
<b>Orgán dohledu</b>	Česká národní banka, Na Příkopě 28, 115 03 Praha 1
<b>Identifikační číslo</b>	00001350
<b>DIC (od 1.1.2009)</b>	CZ699000761
<b>Internetová adresa</b>	<a href="http://www.csob.cz">www.csob.cz</a>

Československá obchodní banka, a.s. je bankou univerzální. ČSOB byla založena státem v roce 1964, kdy jejím zaměřením bylo poskytovat služby v oblasti financování zahraničního obchodu a volnoměnových operací. V polovině roku 1999 byla privatizována, jejím majoritním vlastníkem se stala belgická KBC Bank, jež je rovněž součástí Skupiny KBC. V červnu 2000 ČSOB převzala Investiční a poštovní banku. Do konce roku 2007 působila ČSOB na českém i slovenském trhu a k 1. lednu 2008 byla slovenská pobočka ČSOB oddělena.



Obchodní profil ČSOB zahrnuje několik segmentů. Konkrétně se jedná o fyzické osoby, malé a středně velké podniky, korporátní klientelu a nebankovní finanční instituce, finanční trhy a privátní bankovníctví. V retailovém bankovníctví v ČR společnost působí pod dvěma obchodními značkami, konkrétně ČSOB a Poštovní spořitelna. Klienti ČSOB jsou obsluhováni na 248 pobočkách v ČR, klienti Poštovní spořitelny jsou obsluhováni prostřednictvím 52 Finančních center Poštovní spořitelny a zhruba na 3 310 obchodních místech České pošty.

V roce 1999 se vlastníkem ČSOB stala KBC, prohlubuje se integrace obou skupin, což umožňuje využívat zákaznické distribuční kanály, systémovou integraci, přenos odborných zkušeností a zavádění nových produktů. Tato integrace rovněž zahrnuje přechod ČSOB na účetní výkaznictví dle IFRS od roku 2007.

Skupina ČSOB je předním poskytovatelem finančních služeb v České republice, která svým zákazníkům nabízí širokou škálu bankovních produktů a služeb, včetně produktů a služeb ostatních společností skupiny ČSOB. Skupina ČSOB se zaměřuje na financování potřeb spojených s bydlením, pojistné produkty a penzijní fondy, produkty kolektivního financování a správa aktiv i specializované služby. Skupina ČSOB na českém trhu působí prostřednictvím dceřiných společností a čtyř obchodních značek, kterými jsou ČSOB, Poštovní spořitelna, Hypotéční banka a ČMSS.

### **3.2 Charakteristika a vývoj ukazatelů bankovní rentability ČSOB v letech 2002 - 2009**

Ukazatelé bankovní rentability analyzují dosažený hospodářský výsledek banky. Vypovídají o vztahu mezi výsledky hospodaření banky a vloženými vlastními zdroji či aktivy. „Vyjadřují míru zhodnocení prostředků vložených akcionáři banky či zobrazují schopnost bankovního managementu zhodnotit svěřené zdroje.“<sup>3</sup> Při konstrukci a výpočtech těchto ukazatelů lze vycházet z různých úrovní bankovního zisku. Základními ukazateli této skupiny poměrové analýzy jsou rentabilita vlastního kapitálu a rentabilita bankovních aktiv.

Ukazatel rentability vlastního kapitálu udává akcionářům, jak efektivně je zhodnocen vložený kapitál.

$$ROAE = \frac{\text{čistý zisk po zdaň.}}{\text{Ø vlastní kapitál banky}} \cdot 100 \quad (3.1)$$

Ukazatel rentability bankovních aktiv vyjadřuje, jak efektivně dokáže banka využít svá aktiva k vytváření zisku, neboli jak velký zisk připadá na jednotku aktiv.

$$ROAA = \frac{\text{čistý zisk po zdaň.}}{\text{Ø stav aktiv}} \cdot 100 \quad (3.2)$$

Rentabilita vlastního kapitálu vychází z ročního zisku, není tedy schopen postihnout finanční dopady rozhodnutí, která se týkají či spadají do více období. Příkladem

---

<sup>3</sup> Řízení obchodních bank, Kašparovská V., str. 30

může být jednorázový enormní nárůst nákladů spojených se zavedením nové bankovní technologie. Efekty těchto opatření se projeví až v budoucnu, zatímco náklady jsou vynaloženy jednorázově v jednom účetním období. ROAE v sobě rovněž nezachycuje rizika, kterým banka při své podnikatelské činnosti podléhá. Zvýšit ROAE je možné růstem zisku za cenu nepřiměřených podnikatelských rizik. Rentabilita vlastního kapitálu vychází z účetní hodnoty vlastního kapitálu banky, ale účetní hodnota se liší od tržní hodnoty, která je pro akcionáře mnohem významnější, protože ve vztahu k zisku měří aktuální výnosnost jejich akcií. Tato skutečnost činí problém při využití ukazatele jako měřítka pro srovnání výnosnosti investic akcionářů.

Při výpočtech ukazatelů bankovní rentability je vycházeno z nekonsolidovaných výkazů Československé obchodní banky, a.s. v letech 2001 až 2009. Nekonsolidovaná účetní závěrka zahrnuje údaje pouze za Československou obchodní banku a.s. („Banka“), nikoli Skupinu ČSOB.

Tab. 3.1 Čistý zisk po zdanění ČSOB, a.s. v letech 2001 – 2009 (v mil. Kč)

Rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
ČZ po zdanění	4 197	5 762	3 595	6 151	8 404	7 577	11 343	683	21 602

*Zdroj: Výroční zprávy ČSOB*

Výše uvedená tabulka (viz Tab. 3.1) znázorňuje vývoj čistého zisku po zdanění ČSOB, a.s.. V roce 2001 dosáhla Banka čistého zisku 4 197 mil. Kč. V roce 2002 a 2003, i přes náročné prostředí nízkých úrokových sazeb a omezení dané nepříznivou strukturou bilance banky se ČSOB, a.s. dařilo udržet relativně vysokou ziskovost. Rok 2004 byl pro Banku úspěšný. Nekonsolidovaný zisk výrazně vzrostl oproti roku 2003 a činil 6 151 mil. Kč. Rok 2005 uzavřela Banka se ziskem 8,4 miliardy Kč. Čistý zisk roku 2007 vzrostl oproti předchozímu roku o 50 %. Po vynětí jednorázové splátky pohledávky za společností Slovenská Inkasná vzrostl čistý zisk meziročně o 17 %. Hlavním důvodem vysokých výnosů byl nárůst počtu klientů, objem poskytnutých hypoték a rostoucí objem spravovaných aktiv. V roce 2008 ČSOB, a.s. v důsledku globální finanční krize přecenila celé své portfolio CDO na nulu a zaúčtovala čistý dopad přecenění a opravných položek k expozici vůči Lehman Brother a islandským bankám, což mělo velký dopad na čistý zisk, jež v daném roce činil pouhých 683 mil. Kč. V tomto roce navíc ČSOB ve Slovenské republice začala fungovat jako samostatná právní entita. V roce 2009 pokračovala

hospodářská krize, přesto s daleko menším dopadem na finanční odvětví než na odvětví jiná. Banka vykázala za rok 2009 čistý zisk ve výši 21 602 mil. Kč, na což měl pozitivní vliv jednorázový výnos z prodeje zbývajících podílů v ČSOB SR společnosti KBC.

Tab. 3.2 Vlastní kapitál ČSOB, a.s. v letech 2001 – 2009 (v mil. Kč)

Rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>Vlastní kapitál</b>	33 853	35 524	37 475	37 596	42 906	40 103	44 813	46 247	60 992

*Zdroj: Výroční zprávy ČSOB*

Další tabulka (viz Tab 3.2) zachycuje vývoj vlastního kapitálu ČSOB, a.s.. V roce 2001 činil vlastní kapitál Banky 32 853 mil. Kč. V dalších letech vlastní kapitál rostl díky rostoucímu nerozdělenému zisku. V roce 2007 byl navýšen také základní kapitál z 5 105 mil. Kč na 5 855 mil. Kč. Vlastní kapitál tak činil 44 813 mil. Kč. V roce 2009, z důvodu rostoucího nerozděleného zisku díky jednorázovému výnosu z prodeje podílů v ČSOB SR, vzrostl vlastní kapitál až na částku 60 992 mil. Kč. Vlastní kapitál by na druhou stranu neměl být až příliš vysoký, neboť je výrazně dražší než kapitál cizí.

Tab. 3.3 Celková aktiva ČSOB, a.s. v letech 2001 – 2009 (v mil. Kč)

Rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>Aktiva celkem</b>	518 426	529 128	518 440	508 956	613 171	613 177	788 177	706 376	752 781

*Zdroj: Výroční zprávy ČSOB*

V roce 2001 činila celková aktiva Banky 518 426 mil. Kč (viz Tab. 3.3) a měla neustále rostoucí tendenci. V roce 2005 nastal výraznější růst, zejména díky položce finanční aktiva vykazovaná v reálné hodnotě do zisku nebo ztráty. Rok 2007 byl pro ČSOB, a.s. úspěšný, kdy výrazně vzrostla finanční aktiva k obchodování, a také poskytnuté úvěry, proto celková aktiva vzrostla na 788 177 mil. Kč. Roku 2008 Banka přecenila své portfolio, což se projevilo v celkových aktivech, která činila 706 376 mil. Kč, následující rok byl opět zaznamenán růst.

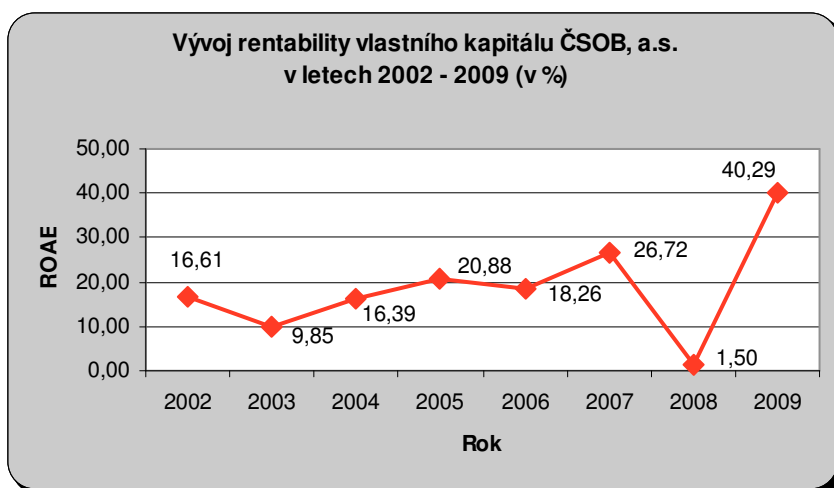
Tab. 3.4 Rentabilita vlastního kapitálu a aktiv ČSOB, a.s. v letech 2002 – 2009 (v %)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
ROAE	16,61	9,85	16,39	20,88	18,26	26,72	1,50	40,29
ROAA	1,10	0,69	1,20	1,50	1,24	1,62	0,09	2,96

Zdroj: Vlastní zpracování

Z výše uvedené tabulky (viz Tab. 3.4) a níže zobrazených grafů (viz Graf. 3.1 a Graf 3.2) lze sledovat vývoj rentability vlastního kapitálu a rentability aktiv ČSOB, a.s. ve sledovaných letech. Vypočtená procenta ROAE a ROAA souvisí s již komentovaným vývojem čistého zisku, vlastního kapitálu a aktiv. Doporučená standardní hodnota ukazatele ROEA činí 15 %, u ROAA je to 1 %. ROEA by mělo být vždy vyšší než ROAA.

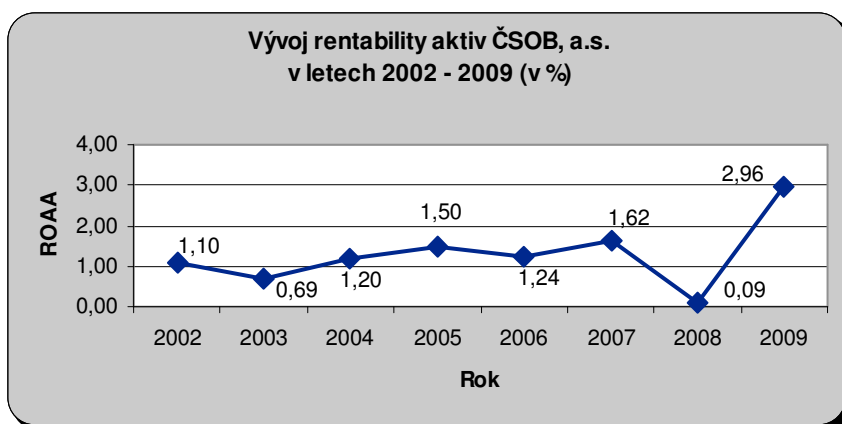
Graf 3.1 Vývoj rentability vlastního kapitálu ČSOB, a.s. v letech 2002 – 2009 (v %)



Zdroj: Vlastní zpracování

Rentabilita vlastního kapitálu se v letech 2002 až 2004 pohybovala víceméně kolem doporučené hodnoty 15 %. V roce 2005 vzrostla až na 20,88 %, což bylo způsobeno výraznějším růstem jak čistého zisku, tak vlastního kapitálu. Minimální hodnotu nabyla rentabilita vlastního kapitálu v roce 2008, což způsobil značný pokles čistého zisku z 11 343 mil. Kč v předchozím roce na 683 mil. Kč z důvodu globální finanční krize, a také oddělení slovenské části ČSOB. V posledním sledovaném roce činila ROAE 40,29 %, zejména z důvodu vysokého čistého zisku, jež oproti minulému roku narostl o 21 mld. Kč z důvodu jednorázového vysokého výnosu.

Graf 3.2 Vývoj rentability aktiv ČSOB v letech 2002 – 2009 (v %)



Zdroj: Vlastní zpracování

Rentabilita aktiv souvisí také s výkyvy čistého zisku, vývoj celkových aktiv nezaznamenal tak extrémní změny. Během let 2002 až 2007 se ROAA pohybovala v rozmezí 0,69 % až 1,5 %. Rok 2008 byl charakteristický velmi nízkou rentabilitou, což se projevilo také v rentabilitě aktiv 0,09 %. Rok 2009 byl zaznamenán opačný extrém, konkrétně činila ROAA 2,69 % z důvodu vysokého čistého zisku.

### 3.3 Ukazatele produktivity

Ukazatele produktivity jsou skupinou ukazatelů odrážejících kvalitu manažerského řízení banky. Lze využít **ukazatele celkové produktivity**, kterým je obvykle dosažený zisk na bankovního zaměstnance.

$$P = \frac{\text{čistý zisk po zdaň.}}{\text{Ø PPZ}} \quad (3.3)$$

nebo

$$P = \frac{\text{aktiva}}{\text{Ø PPZ}}, \quad (3.4)$$

kde Ø PPZ představuje průměrný přepočtený počet zaměstnanců.

Lze také využít **objemové ukazatele produktivity**, jako jsou objem úvěrů či depozit na bankovního zaměstnance.



$$P = \frac{\text{objem prodaných úv.}}{\text{Ø PPZ}} \quad (3.5)$$

nebo

$$P = \frac{\text{objem depozit}}{\text{Ø PPZ}} \quad (3.6)$$

Dalšími ukazateli jsou **ukazatelé nákladové intenzity**, které se obvykle vyjadřují v průměrné výši mzdových či celkových nákladů na bankovního zaměstnance.

$$N = \frac{\text{personální náklady}}{\text{Ø PPZ}} \quad (3.7)$$

„Ukazatele bankovní produktivity jsou vyjádřením kvality manažerského řízení banky. Vývoj těchto ukazatelů indikuje efektivnost využití bankovních zdrojů. V současnosti jde o významný ukazatel konkurenceschopnosti banky.“<sup>4</sup>

### 3.3.1 Ukazatelé celkové produktivity ČSOB, a.s. v letech 2002 - 2009

Pro výpočet celkové produktivity ČSOB, a.s. bude zapotřebí znát čistý zisk před zdaněním (viz Tab. 3.1), vývoj aktiv Banky (viz Tab. 3.3), a také průměrného přepočteného počtu zaměstnanců (viz Tab. 3.5).

Tab. 3.5 Průměrný přepočtený počet zaměstnanců ČSOB, a.s. v letech 2002 – 2009

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Počet zaměstnanců	8 792	8 532	8 294	9 943	10 060	10 357	8 468	8 018

Zdroj: Výroční zprávy ČSOB

Z výše uvedené tabulky (viz Tab. 3.5) je patrný vývoj průměrného přepočteného počtu zaměstnanců ČSOB, a.s.. V roce 2002 zaměstnávala Banka 8 792 zaměstnanců, následující dva roky se počet zaměstnanců snižoval, ovšem od roku 2005 se počet zvyšoval až do roku 2007, kdy počet zaměstnanců dosáhl 10 357. V roce 2008 a 2009 došlo k odloučení slovenské části Banky, počet zaměstnanců se tedy snížil, ovšem v důsledku

<sup>4</sup> V. Kašparovská a kol., Řízení obchodních bank, str. 32

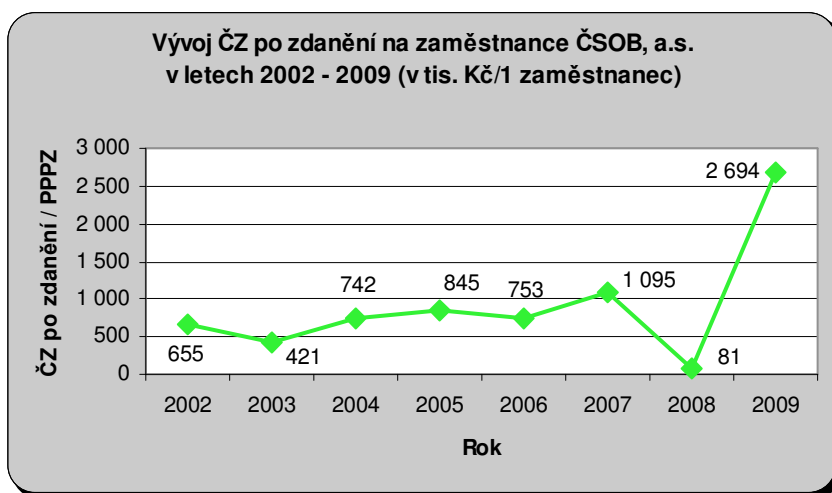
krize došlo také k propouštění lidí. V posledním sledovaném roce pracovalo v Bance 8 018 zaměstnanců.

Tab. 3.6 Vývoj ČZ po zdanění na jednoho zaměstnance ČSOB, a.s. ve sledovaných letech (v tis. Kč/1 zaměstnanec)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
ČZ po zdanění / PPPZ	655	421	742	845	753	1 095	81	2 694

Zdroj: Vlastní zpracování

Graf. 3.3 Vývoj ČZ po zdanění na zaměstnance ČSOB, a.s. v letech 2002 – 2009 (v tis. Kč/1 zaměstnanec)



Zdroj: Vlastní zpracování

Vývoj čistého zisku po zdanění na jednoho zaměstnance (3.3) Banky je zaznamenán ve výše uvedené tabulce (viz Tab. 3.6) a znázorňuje jej také graf (viz Graf 3.3). V roce 2002 činil čistý zisk na zaměstnance 655 tis. Kč, následující rok 421 tis. Kč v důsledku nižší úrovně čistého zisku (viz Tab. 3.1). V dalších třech letech byl čistý zisk na zaměstnance relativně stabilní, kdy se pohyboval kolem 800 tis. Kč. V roce 2007 vzrostl sledovaný podíl na 1 095 tis. Kč v důsledku padesátiprocentního nárůstu čistého zisku po zdanění, způsobeného zejména jednorázovou splátkou pohledávky za společností Slovenská Inkasná. V roce 2008 se finanční krize výrazně projevila na čistém zisku, což znamenalo také jeho podíl na jednoho zaměstnance, který činil pouhých 81 tis. Kč. V posledním sledovaném roce podíl čistého zisku na zaměstnance Banky výrazně vzrostl na 2 694 tis. Kč i přes pokračující krizi, neboť čistý zisk

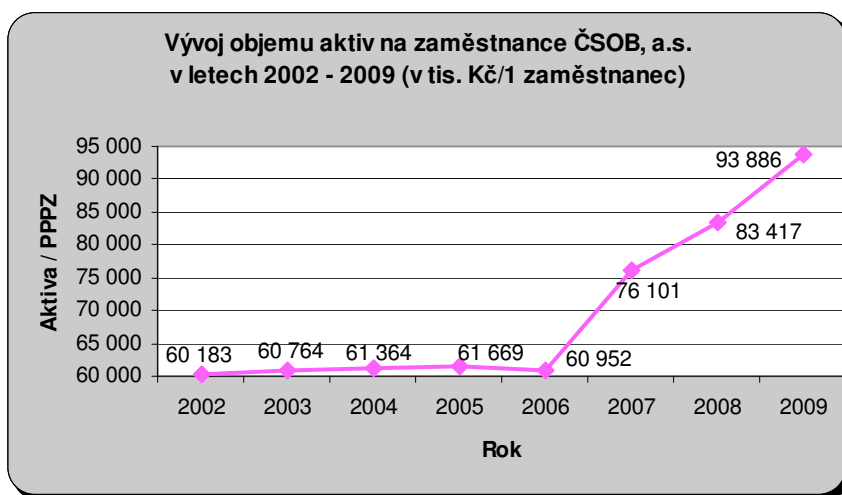
byl ovlivněn jednorázovým výnosem z prodeje zbývajících podílů v ČSOB SR společnosti KBC.

Tab. 3.7 Vývoj aktiv na jednoho zaměstnance ČSOB, a.s. v letech 2002 – 2009 (v tis. Kč/1 zaměstnanec)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Aktiva / PPPZ	60 183	60 764	61 364	61 669	60 952	76 101	83 417	93 886

Zdroj: Vlastní zpracování

Graf 3.4 Vývoj objemu aktiv na zaměstnance ČSOB, a.s. v letech 2002 – 2009 (v tis. Kč/1 zaměstnanec)



Zdroj: Vlastní zpracování

Vývoj objemu aktiv na jednoho zaměstnance (3.4) ČSOB, a.s. (viz Tab. 3.7 a Graf 3.4) byl v letech 2002 až 2006 ve stabilní výši kolem 61 000 tis. Kč. V následujících třech letech se tento podíl výrazně zvyšoval, i přes klesající počet zaměstnanců Banky, především díky rostoucímu objemu finančních aktiv a aktiv k obchodování (viz Tab. 3.3). V posledním sledovaném roce činil objem aktiv na jednoho zaměstnance 93 886 tis. Kč.

### 3.3.2 Objemové ukazatele produktivity ČSOB, a.s. v letech 2002 - 2009

Pro výpočet objemových ukazatelů bude nejprve popsán vývoj objemu prodaných úvěrů (viz Tab. 3.8) a objem depozit (viz Tab. 3.9) Banky.

Tab. 3.8 Objem prodaných úvěrů ČSOB, a.s. v letech 2002 – 2009 (v mil. Kč)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>Objem prodaných úvěrů</b>	156 268	170 713	170 457	142 026	178 334	247 578	230 383	203 026

*Zdroj: Výroční zprávy ČSOB*

Objem prodaných úvěrů (viz Tab. 3.8) ve sledovaném období neustále kolísá. Do roku 2006 jsou sledovány úvěry za klienty, od roku 2007 bylo nutné použít z rozvahy položku úvěry a pohledávky, jež zachycují úvěry poskytnuté nejen klientům, ale také veřejné správě, průmyslovým a obchodním podnikům. Jsou zde zahrnuty jak krátkodobé, tak dlouhodobé úvěry. V roce 2008 a 2009 se objemy prodaných úvěrů Bankou snižují, což je reakcí na světovou finanční a ekonomickou krizi, neboť banky omezovaly poskytování úvěrů z důvodu vyšší rizikovosti.

Tab. 3.9 Objem depozit ČSOB, a.s. v letech 2002 – 2009 (v mil. Kč)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>Depozita</b>	388 872	391 972	360 939	402 936	423 890	559 830	543 964	549 551

*Zdroj: Výroční zprávy ČSOB*

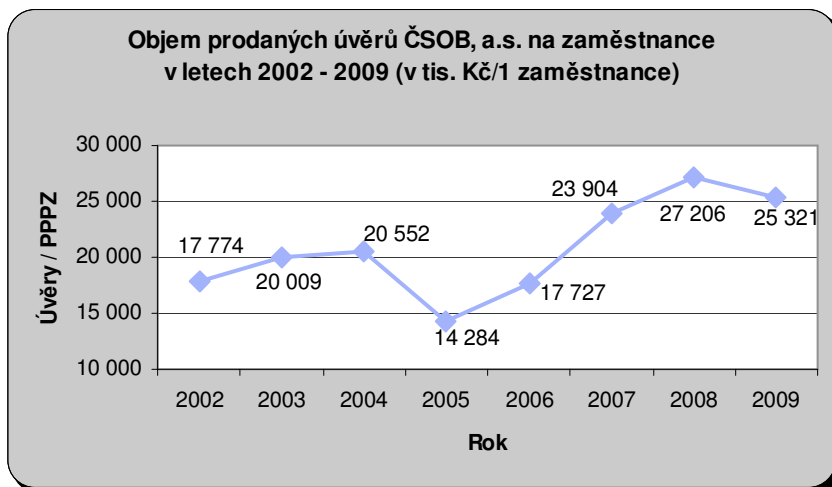
Objem depozit (viz Tab. 3.9) je do roku 2006 sledován pouze od klientů, od roku 2007 bylo nutné použít, z důvodu změny vykazovaných údajů, nejen klientská depozita, ale také ostatní závazky. V roce 2008 nastal mírný pokles celkových depozit z 559 830 mil. Kč na 543 964 mil. Kč, není to ovšem v důsledku krize, avšak z důsledku oddělení slovenské části ČSOB, a.s.. V roce následujícím došlo opět k nárůstu depozit na 549 551 mil. Kč

Tab. 3.10 Vývoj poskytnutých úvěrů na jednoho zaměstnance ČSOB, a.s. v letech 2002 – 2009 (v tis. Kč/ 1 zaměstnanec)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>Úvěry / PPPZ</b>	17 774	20 009	20 552	14 284	17 727	23 904	27 206	25 321

*Zdroj: Vlastní zpracování*

Graf 3.5 Objem prodaných úvěrů ČSOB, a.s. na zaměstnance v letech 2002 – 2009  
(v tis. Kč/ 1 zaměstnanec)



Zdroj: Vlastní zpracování

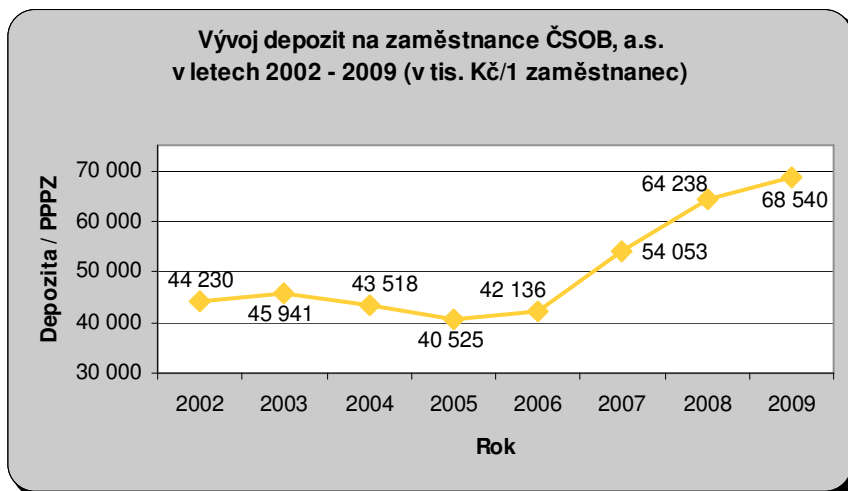
Objem prodaných úvěrů ČSOB, a.s. na jednoho zaměstnance (3.5) v průběhu let kolísá (viz Tab. 3.10 a Graf 3.5). Nejnižší úroveň dosáhl v roce 2005 při 14 284 tis. Kč poskytnutých úvěrů na zaměstnance, což byl pro Banku slabší rok v objemech úvěrů poskytnutým klientům (viz Tab. 3.6). Rok 2007 až 2009 byl ovlivněn změnou ve vykazování úvěrů, neboť se již nepočítalo jen s klientskými, ale se všemi úvěry. V roce 2007 a 2008 podíl rostl na 23 904 tis. Kč a 27 206 tis. Kč, v posledním sledovaném roce došlo k poklesu na 25 321 v důsledku finanční a ekonomické krize, snižováním poskytovaných úvěrů, a také snižováním počtu zaměstnanců.

Tab. 3.11 Vývoj depozit na jednoho zaměstnance ČSOB, a.s. v letech 2002 – 2009  
(v tis. Kč/1 zaměstnanec)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Depozita / PPPZ	44 230	45 941	43 518	40 525	42 136	54 053	64 238	68 540

Zdroj: Vlastní zpracování

Graf 3.6 Vývoj depozit na zaměstnance ČSOB, a.s. v letech 2002 – 2009  
(v tis. Kč/1 zaměstnanec)



Zdroj: Vlastní zpracování

V období 2002 až 2006, kdy byl sledován podíl klientských depozit na jednoho zaměstnance (3.6) Banky (viz Tab. 3.11 a Graf 3.6), byl nejúspěšnější rok 2003, kdy na jednoho zaměstnance připadalo 45 941 tis. Kč vkladů od klientů, naopak v nejslabším roce 2005 to činilo 40 525 tis. Kč. V roce 2007 až 2009, kdy byly sledovány souhrnné závazky, podíl neustále rostl, i přes trvající celosvětovou finanční krizi. V posledním sledovaném roce činil podíl objem depozit na klienta Banky 68 540 tis. Kč.

### 3.3.3 Ukazatele nákladové intenzity ČSOB, a.s. v letech 2002 - 2009

Před výpočtem ukazatele nákladové intenzity bude nastíněn vývoj personálních nákladů ČSOB, a.s. (viz Tab. 3.12).

Tab. 3.12 Vývoj personálních nákladů ČSOB, a.s. v letech 2002 – 2009 (v mil. Kč)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Personální náklady	4 577	4 719	4 956	5 002	6 433	6 076	5 334	5 062

Zdroj: Výroční zprávy ČSOB

Trend vývoje personálních nákladů v podstatě kopíruje trend vývoje počtu zaměstnanců, tzn. roste-li počet zaměstnanců, rostou také jejich náklady. V roce 2002 činily náklady na zaměstnance 4 577 mil. Kč, během let rostly, svého maxima dosáhly

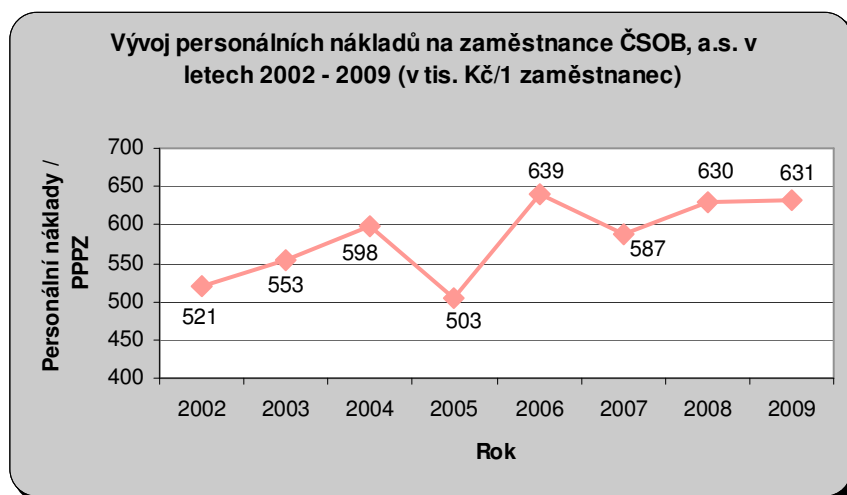
v roce 2006, kdy byly ve výši 6 433 mil. Kč, následně opět klesaly, neboť se také snižoval počet zaměstnanců. V posledním sledovaném roce činily 5 062 mil. Kč.

Tab. 3.13 Vývoj personálních nákladů na jednoho zaměstnance ČSOB, a.s. v letech 2002 – 2009 (v tis. Kč/1 zaměstnanec)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Personální nákl. / PPPZ	521	553	598	503	639	587	630	631

Zdroj: Vlastní zpracování

Graf 3.7 Vývoj personálních nákladů na zaměstnance ČSOB, a.s. v letech 2002 – 2009 (v tis. Kč/1 zaměstnanec)



Zdroj: Vlastní zpracování

V roce 2002 činily personální náklady na jednoho zaměstnance (viz Tab. 3.13 a Graf 3.7) 521 tis. Kč (3.7) . Rostly až do roku 2004, kdy nabyly hodnoty 598 tis. Kč. V roce 2005 dosáhly svého minima při 503 tis. Kč. V roce 2006 dosáhly personální náklady na jednoho zaměstnance nejvyšší hodnoty 639 tis. Kč. při 10 060 zaměstnancích. V roce 2008 a 2009 při klesajícím počtu zaměstnanců zůstával poměr nákladů na jednoho zaměstnance relativně vysoký, konkrétně 630 tis. Kč a 631 tis. Kč.

### 3.4 Ukazatelé kvality bankovních aktiv

Tato skupina ukazatelů obvykle poměřuje objem vytvořených rezerv a opravných položek k základně, z nichž jsou tvořeny, tedy k úvěrovým pohledávkám, resp. finančním

pohledávkám. Významné je posuzování ukazatelů v čase, neboť vypovídá o změně kvality úvěrového portfolia banky, viz Kašparovská a kol (2006).

$$K = \frac{OP\ k\ \acute{u}\acute{v}.}{celkové\ \acute{u}\acute{v}.\ pohl.\ ke\ klient.} \cdot 100, \quad (3.8)$$

kde *OP k úv.* představují opravné položky k úvěrům.

Tab. 3.14 Velikost opravných položek k úvěrům ČSOB, a.s. v letech 2002 – 2009 (v mil. Kč)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>Opravné položky k úvěrům</b>	1 953	27	16	142	237	1 119	2 066	3 747

Zdroj: Výroční zprávy ČSOB, a.s.

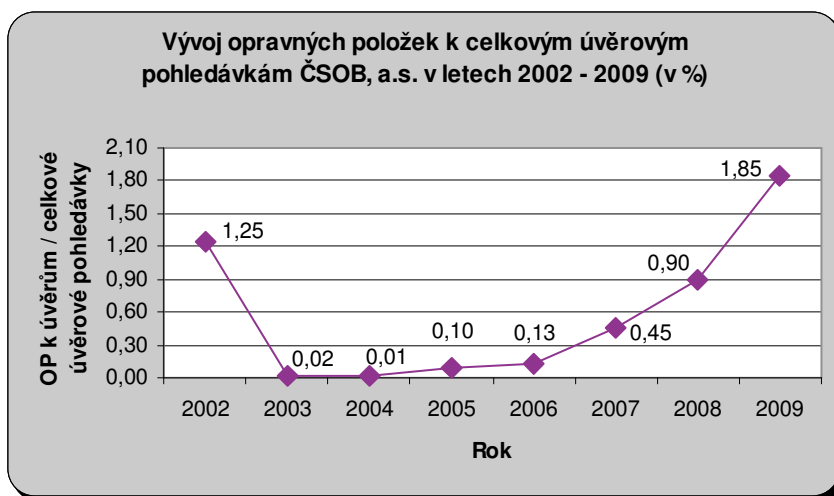
Výše uvedená tabulka (viz Tab. 3.14) zobrazuje vývoj opravných položek k úvěrům ČSOB, a.s.. Jak se dalo předpokládat, v posledních dvou sledovaných letech byly tyto opravné položky největší, z důvodu přetrvávající finanční krize. V roce 2008 dosáhly 2 066 mil. Kč, v roce 2009 dokonce 3 747 mil. Kč.

Tab. 3.15 Vývoj opravných položek k celkovým úvěrovým pohledávkám ČSOB, a.s. v letech 2002 – 2009 (v %)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>OP / úvěry</b>	1,25	0,02	0,01	0,10	0,13	0,45	0,90	1,85

Zdroj: Vlastní zpracování

Graf 3.8 Vývoj opravných položek k celkovým úvěrovým pohledávkám ČSOB, a.s. v letech 2002 – 2009 (v %)



Zdroj: Vlastní zpracování



Vývoj ukazatele kvality bankovních aktiv (3.8) ukazuje opravné položky k úvěrům v poměru k celkovým úvěrovým pohledávkám (viz Tab. 3.15 a Graf 3.8). Čím nižší je tento ukazatel, tím jsou bankovní aktiva kvalitnější. V roce 2002 činil tento ukazatel 1,25 %, což bylo zapříčiněno relativně vysokými opravnými položkami. V následujících pěti letech se pohyboval na přijatelné hladině od 0,01 % do 0,45 %, úvěry poskytované Bankou bylo tedy možné považovat za velice kvalitní. V roce 2008 a 2009 v důsledku finanční a ekonomické krize rostly opravné položky k úvěrům, což se projevilo také v růstu sledovaného ukazatele. V roce 2009 nabývaly opravné položky k úvěrům v poměru k celkovým úvěrovým pohledávkám ČSOB, a.s hodnoty 1,85 %.

### 3.5 Kapitálová přiměřenost

„Ukazatel kapitálové přiměřenosti vyjadřuje vztah mezi skutečnou výší kapitálu banky a jeho požadovanou výší vzhledem k rizikovosti bankovního portfolia. Cílem je zajistit dostatečnou výši bankovního kapitálu jako zdroje ke krytí ztrát a zamezit tak přenosu ztrát na bankovní věřitele. Ukazatel kapitálové přiměřenosti je sledován orgány dohledu a je bankami pravidelně zveřejňován.“<sup>5</sup> Požadovaná hodnota kapitálové přiměřenosti je vyšší než 8 %.

Ukazatelé kapitálové přiměřenosti Banky byly převzaty z výročních zpráv ČSOB (viz Tab. 3.16).

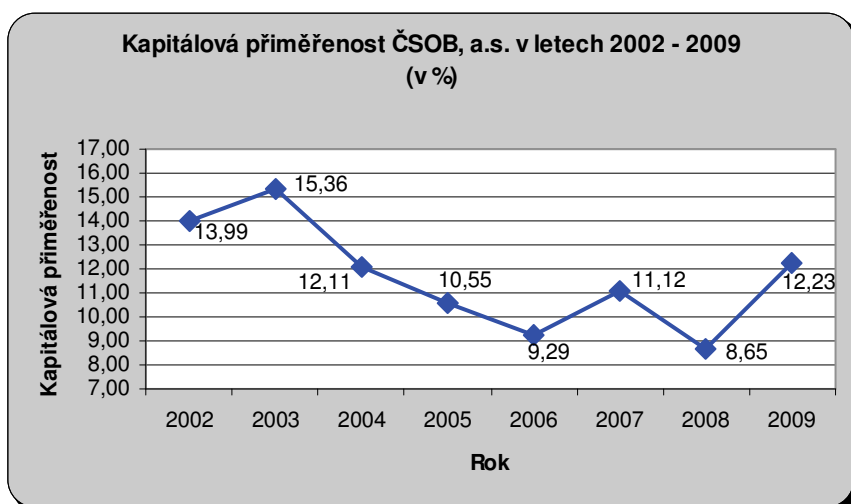
Tab. 3.16 Kapitálová přiměřenost ČSOB, a.s. v letech 2002 – 2009 (v %)

Rok	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>Kapitálová přiměřenost</b>	13,99	15,36	12,11	10,55	9,29	11,12	8,65	12,23

Zdroj: Výroční zprávy ČSOB, a.s.

<sup>5</sup> V. Kašparovská a kol., Řízení obchodních bank, str. 34

Graf. 3.9 Kapitálová přiměřenost ČSOB, a.s. v letech 2002 – 2009 (v %)



Zdroj: Vlastní zpracování

Kapitálová přiměřenost ČSOB, a.s. (viz Tab. 3.16 a Graf 3.9) dosahuje v roce 2002 hodnoty 13,99 %. V roce 2003 nabývá maximální hodnoty, co se týká sledovaného období, konkrétně 15,36 %. V následujících třech letech, až do roku 2006 má klesající tendenci až do hodnoty 9,29 %. V roce 2007 dosáhla hodnoty 11,12 %, v roce 2008, kdy ekonomiku zasáhla krize nabyla kapitálová přiměřenost minimální hodnoty, konkrétně 8,65 %. V roce 2009 i přes pokračující nepříznivý vývoj ekonomiky dosáhla kapitálová přiměřenost Banky 12,23 %. V žádném ze sledovaných let neklesl ukazatel pod požadovaných 8 %, což je pro Banku příznivé a ukazuje to na její stabilitu.

## **4. Vliv makroekonomických veličin na poměrové ukazatele ČSOB, a.s.**

Pro vypracování této kapitoly budou zejména využity zdroje Hušek (2009) a Artl, Artlová (2009).

Cílem kapitoly je modelovat závislosti vybraných makroekonomických veličin na úvěry poskytované Československou obchodní bankou. Veškeré proměnné jsou sledovány za jednotlivá čtvrtletí v letech 2002 až 2009. Jedná se tedy o 32 pozorování. Model bude zpracován v programu SPSS 18.

Výstupem modelu budou úvěry poskytnuté ČSOB, a.s., za významně ovlivňující veličiny lze považovat reálný hrubý domácí produkt a hrubou průměrnou mzdu. Dalšími vstupními veličinami bude nezaměstnanost, inflace a kurz eura.

K získání čtvrtletních údajů o poskytnutých úvěrech klientům byl do banky vznesen dotaz. ČSOB, a.s. zaslala čtvrtletní nekonsolidované rozvahy, tzn. pouze za Československou obchodní banku a.s.. V letech 2002 až 2004 se banka řídila českými účetními standardy. Od roku 2005 sestavovala banka výkazy podle Mezinárodních standardů účetního výkaznictví ve znění přijatém Evropskou unií. Až do roku 2006 bylo možné z rozvahy vyčíst položku úvěry za klienty, od roku 2007 bylo nutné z rozvahy použít položku úvěry a pohledávky, jež zachycují úvěry poskytnuté nejen klientům, ale také veřejné správě, průmyslovým podnikům a obchodním podnikům. Jsou zde zahrnuty jak krátkodobé, tak dlouhodobé úvěry. Kvůli výše zmíněné skutečnosti byla do modelu zahrnuta umělá vysvětlující proměnná D, tedy dummy proměnná.

### **4.1 Ekonomická formulace**

Podrobnější ekonomické formulace jednotlivých proměnných již byly provedeny v druhé kapitole. Tato část bude zaměřena na vysvětlení vztahů mezi závislou proměnnou a jednotlivými exogenními proměnnými.

Model zkoumá vztah mezi reálným HDP ČR, průměrnými hrubými mzdami, nezaměstnaností, inflací, kurzem eura a umělou vysvětlující proměnnou na výstupní veličinu, kterou jsou poskytnuté úvěry Československou obchodní bankou, a.s..

První nezávisle proměnnou je reálný HPD. Ukazatel hrubého domácího produktu měří celkovou hodnotu statků a služeb vytvořených na území daného státu. Zvyšuje-li se HDP, zvyšuje se životní úroveň obyvatelstva, lidé by měli více nakupovat. Poroste-li HDP, měl by se zvyšovat také objem úvěrů poskytovaných bankami obyvatelstvu. Mezi HDP a úvěry by tedy měl existovat kladný vztah.

Druhou nezávisle proměnnou jsou průměrné hrubé mzdy. Poroste-li příjem obyvatelstva, budou mít více peněz a menší potřebu půjčovat si další finanční prostředky. S vyšší průměrnou mzdou by tedy měly klesat úvěry poskytované bankou.

Třetí nezávisle proměnnou je nezaměstnanost. Nezaměstnaní lidé mají nižší příjmy, nemohou si dovolit splácet půjčky, včetně jejich úroků. Mezi nezaměstnaností a úvěry by měl pravděpodobně existovat záporný vztah.

Čtvrtá vysvětlující proměnná je inflace. Inflace představuje opakovaný růst cen v ekonomice. Ceny jednotlivých druhů zboží se v čase zvyšují. Inflace negativně ovlivňuje mzdy, neboť jejich kupní síla klesá, veřejnost si tedy při stejné mzdě pořídí méně statků a bude si brát úvěry, aby byla tato skutečnost vyrovnána. Mezi inflací a úvěry by tedy měl existovat kladný vztah.

Další vysvětlující proměnnou je kurz CZK/EUR, což vyjadřuje, kolik jednotek domácí měny se musí vynaložit pro získání jednoho eura. Jestliže se zvýší kurz eura, lidé by museli vynaložit více prostředků při získávání úvěru v cizí měně. ČSOB, a.s. poskytuje firemní úvěry v zahraničních měnách, jako je kontokorentní či účelový úvěr. Firmy samozřejmě budou sledovat také vývoj kurzu ostatních měn, který může být příznivější nebo se zaměřit na jiné výhodnější zahraniční úvěry. Nicméně by mezi kurzem eura a objemem poskytnutých úvěrů ČSOB, a.s. měl existovat záporný vztah.

Poslední nezávislou proměnnou je uměle zavedená vysvětlující proměnná. Díky ní budou vysvětleny výše zmíněné nesrovnalosti ve vývoji úvěrů. Mezi těmito proměnnými bude tedy existovat kladný vztah.

## **4.2 Formulace stochastického regresního modelu, popis proměnných, hypotézy chování regresních koeficientů**

Dá se říci, že pomocí stochastického regresního modelu lze zkoumat závislost závislé proměnné na proměnných nezávislých s výskytem náhodné složky. Deterministický model je vyjádřen lineárním modelem o dvou proměnných.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_1 + \beta_2 \cdot X_2, \quad (4.1)$$

kde  $Y$  je závislá proměnná,  $\beta_0$  úrovněová konstanta,  $\beta_1$  a  $\beta_2$  představují parciální regresní koeficienty,  $X_1$  a  $X_2$  jsou nezávisle proměnné.

Je-li k tomuto modelu přidána náhodná složka  $\mu$ , vznikne stochastický regresní model. Tento model s náhodnou složkou zpřesňuje formulaci modelu, jelikož náhodná složka zahrnuje nahodilé vlivy i méně významné nezávisle proměnné, které do modelu nebyly zahrnuty.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_1 + \beta_2 \cdot X_2 + u \quad (4.2)$$

#### 4.2.1 Popis proměnných

Závisle proměnnou jsou úvěry ( $U$ ) poskytnuté Československou obchodní bankou, a.s. uváděné v mil. Kč. Do roku 2007 se jedná o úvěry klientům, od roku 2007 o celkové úvěry.

Nezávisle proměnnou je reálný hrubý domácí produkt ČR (HDP<sub>r</sub>) v mil. Kč, průměrná hrubá měsíční mzda ( $Wh$ ) v Kč, nezaměstnanost ČR (Nezam) v %, míra inflace ČR (Inflace) vyjádřená ročním klouzavým průměrem v %, kurz eura (CZK\_EUR) vyjádřený v korunách a uměle zavedená proměnná ( $D$ ). Je-li  $D$  rovno nule, jedná se o úvěry pro klienty, rovná-li se  $D$  jedna, jde o celkové úvěry.

#### 4.2.2 Obecná formulace lineárního (aditivního) modelu

$$U_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot HDPr_t - \beta_2 \cdot Wh_t - \beta_3 \cdot Nezam_t + \beta_4 \cdot Inflace_t - \beta_5 \cdot CZK\_EUR_t + \beta_6 \cdot D_t + \mu_t, \quad (4.3)$$

kde  $\beta_0$  je úrovněová konstanta a  $\beta_1$  až  $\beta_6$  vyjadřují pružnost.  $\beta_1$  je koeficient průměrné změny úrovně úvěrů, když se HDP<sub>r</sub> zvýší o jednotku (ceteris paribus).  $\beta_2$  je koeficient průměrné změny úrovně úvěrů, když se  $Wh$  zvýší o jednotku (ceteris paribus).  $\beta_3$  je koeficient průměrné změny úrovně úvěrů, když se nezaměstnanost zvýší o jednotku při zachování podmínek ceteris paribus.  $\beta_4$  je koeficient průměrné změny úrovně úvěrů, když se inflace zvýší o jednotku (ceteris paribus).  $\beta_5$  je koeficient průměrné

změny úrovně úvěrů, když se kurz eura zvýší o jednotku při zachování podmínek *ceteris paribus*.  $\beta_6$  je koeficient průměrné změny úrovně úvěrů, když se zvýší uměle zavedená proměnná (*ceteris paribus*).  $\mu_t$  zahrnuje vliv ostatních veličin, které působí na vysvětlovanou proměnnou.

### 4.2.3 Hypotézy o regresních koeficientech

$\beta_1 > 0$  očekává se pozitivní vliv HDPr na úvěry

$\beta_2 < 0$  očekává se negativní vliv průměrných hrubých měsíčních mezd na úvěry

$\beta_3 < 0$  očekává se negativní vliv nezaměstnanosti na úvěry

$\beta_4 > 0$  očekává se pozitivní vliv inflace na úvěry

$\beta_5 < 0$  očekává se negativní vliv kurzu eura na úvěry

$\beta_6 > 0$  očekává se pozitivní vliv uměle zavedené proměnné na úvěry

## 4.3 Analýza vstupních časových řad

Tato podkapitola bude zaměřena na jednotlivé časové řady, jejich jednotky, zdroj, grafický vývoj a jeho popis, bude provedena analýza případných chybějících hodnot a extrémních hodnot. Následovat bude dekompozice potřebných časových řad.

### 4.3.1 Časové řady

Časová řada je chronologicky uspořádaná posloupnost srovnatelných dat uspořádaných zpravidla v datovém souboru. Stochastický proces  $Y_t$  je stacionární, jestliže střední hodnota a variabilita je konstantní v čase a kovariance ve dvou různých časových obdobích jsou závislé pouze na vzdálenosti v čase, viz Artl, Artlová (2009).

Platnost modelu a stanovené hypotézy budou ověřovány na vybraných datech. Pro modelování byla vybrána data od roku 2002 do roku 2009 s čtvrtletní frekvencí. Data byla čerpána z databáze České národní banky a výkazů Československé obchodní banky.

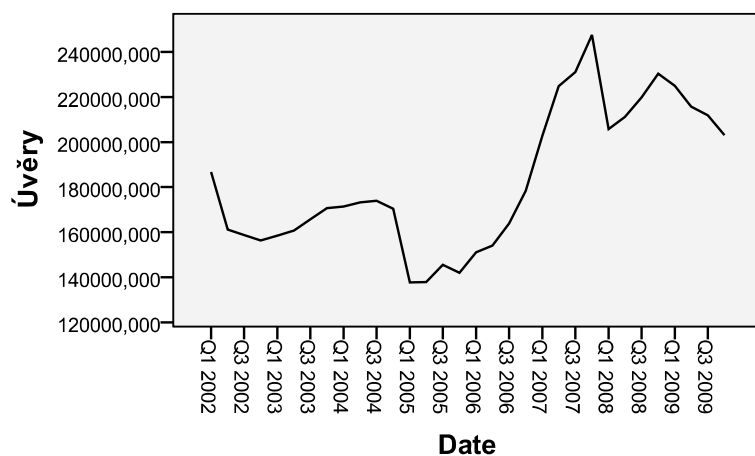
Tab. 4.1 Popisná statistika

Statistics								
		Úvěry	HDP <sub>r</sub>	Wh	Nezam	Inflace	CZK_E UR	D
N	Valid	32	32	32	32	32	32	32
	Missing	0	0	0	0	0	0	0
Mean		1,82725E5	672869,47	19301,91	8,744	2,609	28,9019	,38
Median		1,72352E5	674697,50	19241,50	8,800	2,300	28,8100	,00
Mode		137708,480 <sup>a</sup>	542468 <sup>a</sup>	14083 <sup>a</sup>	8,8	2,2 <sup>a</sup>	24,31 <sup>a</sup>	0
Std. Deviation		3,153467E4	73198,852	2972,225	1,1447	1,6440	2,48525	,492
Minimum		137708,480	542468	14083	6,0	,0	24,31	0
Maximum		247578,000	782261	25565	10,7	6,4	32,98	1
Percentiles	25	1,58576E5	603963,00	17083,50	8,200	1,825	26,7200	,00
	50	1,72352E5	674697,50	19241,50	8,800	2,300	28,8100	,00
	75	2,11687E5	741864,00	22109,00	9,500	3,475	31,3400	1,00

a. Multiple modes exist. The smallest value is shown

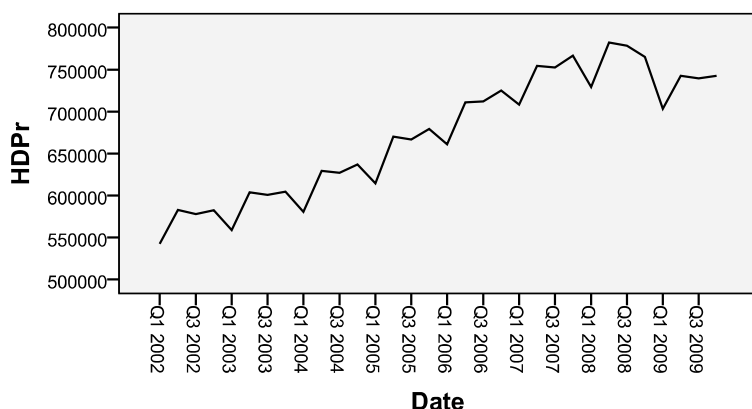
Popisná statistika (viz Tab. 4.1) odhalila, že data jsou sledována ve 32 obdobích, u žádné veličiny nejsou chybějící hodnoty, další statistiky jsou patrné z tabulky.

Graf 4.1 Vývoj úvěrů



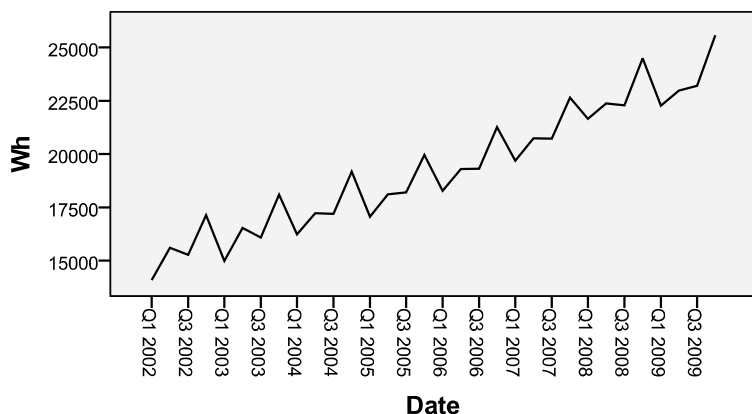
Z grafu (viz Graf 4.1) lze vidět, že velikost úvěrů v čase kolísá, střední hodnota a variabilita není konstantní v čase, v roce 2007 nastává skok z důvodu výše vysvětlených okolností. Není patrná sezónnost, řadu lze považovat za nestacionární.

Graf 4.2 Vývoj reálného HDP v ČR



Z grafu (viz Graf 4.2) je patrné, že časová řada má rostoucí trend, neboť střední hodnota a variabilita není konstantní v čase. Existuje zde sezónnost. Vývoj HDP se v jednotlivých čtvrtletích v každém roce pravidelně opakuje. Časovou řadu nelze považovat za stacionární.

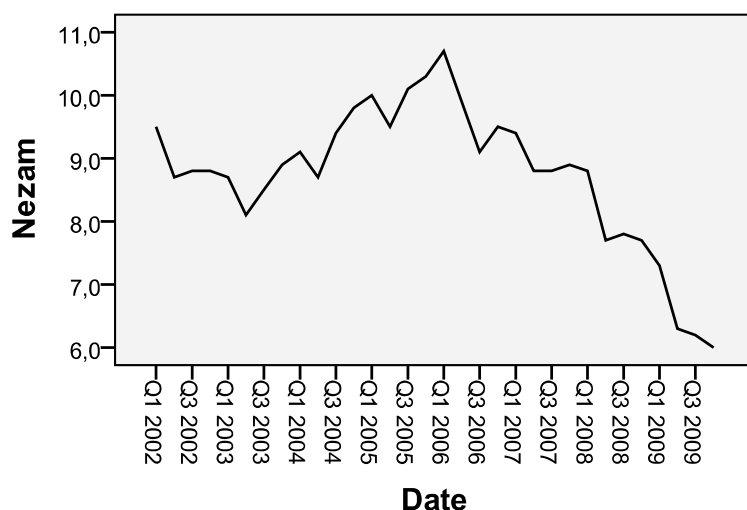
Graf 4.3 Vývoj průměrné hrubé měsíční mzdy



Graf (viz Graf 4.3) vypovídá o rostoucím trendu hrubých mezd v ČR. Lze pozorovat také sezónnost, neboť vývoj mezd se v jednotlivých čtvrtletích každého roku pravidelně opakuje, nebereme-li v potaz trend. Na základě těchto charakteristik není časová řada stacionární.

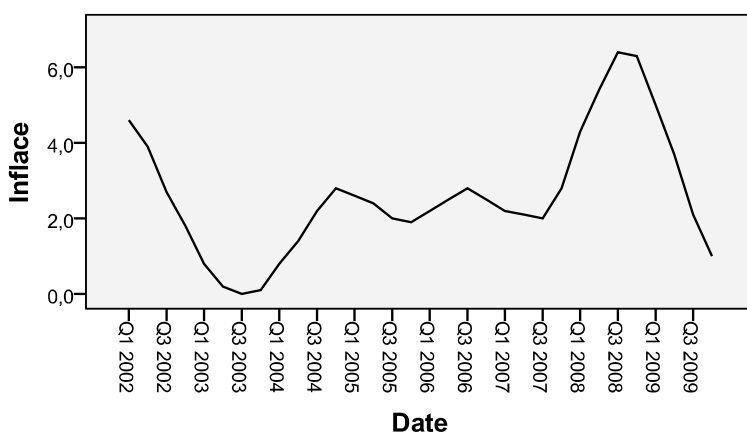


Graf 4.4 Vývoj nezaměstnanosti ČR



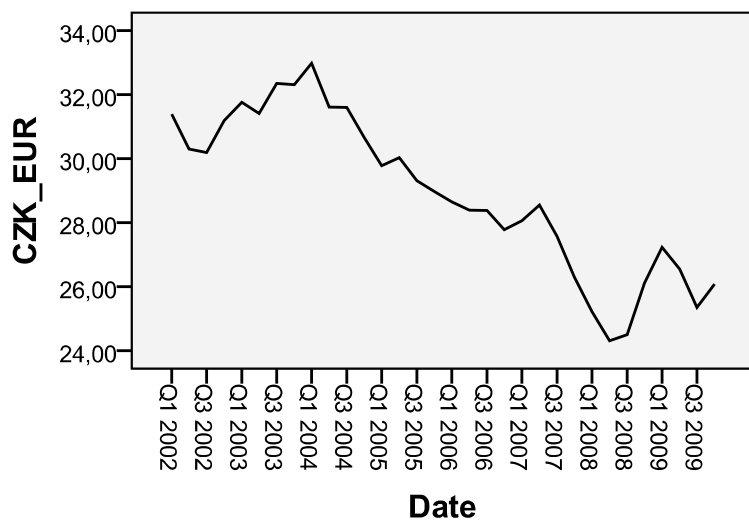
Na grafu (viz Graf 4.4) je zachycena časová řada nezaměstnanosti. Na první pohled je viditelná cykličnost. Jsou patrné výkyvy v jednotlivých čtvrtletích v každém roce. Střední hodnotu nelze považovat za konstantní, časová řada nebude stacionární.

Graf 4.5 Vývoj inflace ČR



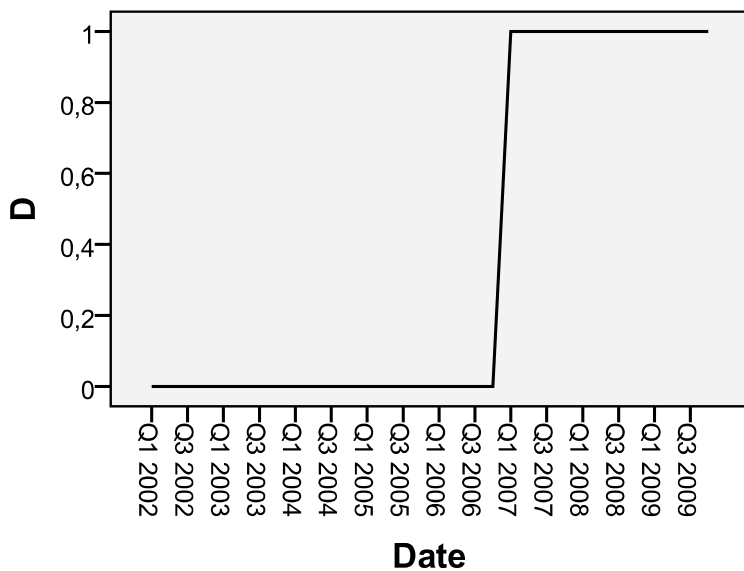
Výše uvedený graf (viz Graf 4.5) zachycuje vývoj inflace ČR. Časovou řadu lze považovat za cyklickou, střední hodnota a variabilita není konstantní, proto lze časovou řadu inflace považovat za nestacionární.

Graf 4.6 Vývoj kurzu eura



Graf vývoje kurzu eura (viz Graf 4.6) má klesající trend, střední hodnota není konstantní v čase, je zde patrná cykličnost. Na základě těchto skutečností nelze považovat časovou řadu za stacionární.

Graf 4.7 Vývoj umělé proměnné D



Graf (viz Graf 4.7) zobrazuje vývoj zavedené umělé proměnné, pomocí níž jsou vysvětleny změny ve vykazovaných objemech úvěrů.

Pro odstranění nestacionarity budou jednotlivé časové řady logaritmovány, nezaměstnanost a inflace je ovšem uvedena v procentech, logaritmování zde nebude

aplikováno. Dále již bude s modelem postupováno s těmito logaritmovanými řadami:  $l\_úvěry$ ,  $l\_HDPr$ ,  $l\_Wh$ ,  $Nezam$ ,  $Inflace$ ,  $l\_CZK\_EUR$ ,  $D$ .

Analýzu časových řad lze vyjádřit také pomocí histogramů. V histogramech je zachycena frekventovanost jednotlivých proměnných. Součástí každého histogramu je zároveň uvedená střední hodnota, směrodatná odchylka a počet pozorování. Histogram sleduje, jak daná časová řada kopíruje normální rozdělení. Ve všech šesti grafech (viz Příloha č. 4) lze vidět, že časové řady nemají zcela normální rozdělení, výběrový vzorek dat není zcela reprezentativní.

### **4.3.2 Analýza chybějících a extrémních hodnot**

Ve sledovaném období jsou všechny hodnoty časových řad známy, není tedy nutné analyzovat chybějící hodnoty.

Z grafů (viz Příloha č. 5) je patrné, že časové řady neobsahují extrémní hodnoty či odlehlé hodnoty, nemusíme tedy žádnou hodnotu nahrazovat. Výjimkou je box plot nezaměstnanosti (viz Graf 4.17), který vykazuje tři odlehlé hodnoty v obdobích Q2, Q3 a Q4 roku 2009, a také box plot inflace (viz Graf 4.18), který taktéž vykázal tři odlehlé hodnoty v obdobích Q2, Q3 a Q4 roku 2008. Odlehlé hodnoty ovšem nebudeme nahrazovat, neboť se nejedná o extrémní hodnoty. Krabíčka z vousy ukazuje, jaké jsou u daných časových řad minimální a maximální hodnoty. Ukazuje také hodnoty jednotlivých kvartilů. Minimální a maximální hodnoty, a také hodnoty jednotlivých kvartilů lze vyčíst z popisné statistiky (viz Tab. 4.1).

### **4.3.3 Dekompozice potřebných časových řad**

Vývoj HDPr, hrubé mzdy, nezaměstnanosti, inflace a kurzu eura je ovlivněn sezónním obdobím. Na všech časových řadách tedy bude aplikována sezónní dekompozice.

Po provedení sezónní dekompozice se časové řady rozloží na časovou řadu ERR, což je reziduální složka, SAS, tedy původní časovou řadu, od níž je odečten sezónní faktor. Další složkou je SAF, tedy sezónní faktor, který vyjadřuje odchylku od trendové složky a je periodický v čase. Další složkou sezónní dekompozice je STC, která znázorňuje trend.

Očištěná původní časová řada od sezónního trendu je SAS. S těmito očištěnými daty se bude nadále počítat. Dekompozice byla použita u l\_HDPr, l\_Wh, Nezam, Inlace a l\_CZK\_EUR. Současný model se tedy skládá z těchto proměnných:

l\_U  
l\_HDPr\_SAS  
l\_Wh\_SAS  
Nezam\_SAS  
Inlace\_SAS  
l\_CZK\_EUR\_SAS

#### ***4.4 Korelační matice proměnných a odhad (ne)lineárního modelu***

Jak jsou mezi sebou jednotlivé parametry korelovány, tedy jak silně jsou na sobě závislé, odhaluje korelační matice (viz Tab. 4.2)

Tab. 4.2 Korelační matice

		Correlations						
		I_Úvěry	I_HDPPr_SAS	I_Wh_SAS	Nezam_SAS	Inflace_SAS	I_CZK_EUR_SAS	D
I_Úvěry	Pearson Correlation	1	,669**	,696**	-,635**	,459**	-,654**	,896**
	Sig. (2-tailed)		,000	,000	,000	,008	,000	,000
	N	32	32	32	32	32	32	32
I_HDPPr_SAS	Pearson Correlation	,669**	1	,956**	-,329	,474**	-,901**	,816**
	Sig. (2-tailed)	,000		,000	,066	,006	,000	,000
	N	32	32	32	32	32	32	32
I_Wh_SAS	Pearson Correlation	,696**	,956**	1	-,543**	,448*	-,901**	,856**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000		,001	,010	,000	,000
	N	32	32	32	32	32	32	32
Nezam_SAS	Pearson Correlation	-,635**	-,329	-,543**	1	-,199	,478**	-,658**
	Sig. (2-tailed)	,000	,066	,001		,276	,006	,000
	N	32	32	32	32	32	32	32
Inflace_SAS	Pearson Correlation	,459**	,474**	,448*	-,199	1	-,646**	,478**
	Sig. (2-tailed)	,008	,006	,010	,276		,000	,006
	N	32	32	32	32	32	32	32
I_CZK_EUR_SAS	Pearson Correlation	-,654**	-,901**	-,901**	,478**	-,646**	1	-,826**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000	,006	,000		,000
	N	32	32	32	32	32	32	32
D	Pearson Correlation	,896**	,816**	,856**	-,658**	,478**	-,826**	1
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000	,000	,006	,000	
	N	32	32	32	32	32	32	32

\*\* . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

\* . Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

Z korelační matice lze vidět, že mezi výstupními a vstupními veličinami existuje silná závislost a signifikace se jeví jako významná. Silná závislost ovšem existuje také mezi některými vstupními veličinami navzájem, již bude potřeba pokusit se zmírnit.

Konkrétně se jedná o korelaci mezi HDPr a hrubými mzdami, dále mezi HDPr a kurzem eura, také mezi hrubými mzdami a kurzem eura.

Součástí této podkapitoly je také odhad (ne)lineárního regresního modelu o jedné závislé a šesti nezávislých proměnných.

#### Odhad modelu:

$$l\_U_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \cdot l\_HDPr_t\_SAS - \hat{\beta}_2 \cdot l\_Wh_t\_SAS - \hat{\beta}_3 \cdot Nezam_t\_SAS + \hat{\beta}_4 \cdot Inflace_t\_SAS - \hat{\beta}_5 \cdot l\_CZK\_EUR_t\_SAS + \hat{\beta}_6 \cdot D_t + \hat{\mu} \quad (4.4)$$

Tab. 4.3 Model Summary

Model Summary <sup>b</sup>					
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,940 <sup>a</sup>	,884	,857	,06450	1,697

a. Predictors: (Constant), D, Inflace\_SAS, Nezam\_SAS, l\_Wh\_SAS, l\_CZK\_EUR\_SAS, l\_HDPr\_SAS

b. Dependent Variable: l\_Úvěry

Korelační koeficient modelu vychází 0,940 (viz Tab. 4.3), ukazuje, do jaké míry je výstupní veličina závislá na vstupních veličinách. Determinační koeficient  $R^2$  vychází 0,884. Vývoj úvěrů poskytnutých ČSOB lze tedy z 88,4 % vysvětlit jako změny vstupních veličin. Pouze zbylých 11,6 % je nevysvětleno. Adjustovaný determinační koeficient R Square vychází po převodu na procenta 85,7 %. Durbin-Watson ukazatel vychází 1,697. Ideální hodnota by se ovšem měla pohybovat kolem 2.

Tab. 4.4 ANOVA

ANOVA <sup>b</sup>						
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,796	6	,133	31,869	,000 <sup>a</sup>
	Residual	,104	25	,004		
	Total	,900	31			

a. Predictors: (Constant), D, Inlace\_SAS, Nezam\_SAS, I\_Wh\_SAS, I\_CZK\_EUR\_SAS, I\_HDPr\_SAS

b. Dependent Variable: I\_Úvěry

Dle tabulky (viz Tab. 4.4.) se jeví model jako statisticky významný, neboť signifikace nabývá hodnoty 0.

Tab. 4.5 Coefficients

Coefficients <sup>a</sup>						
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-9,028	7,156		-1,262	,219
	I_HDPr_SAS	2,269	,786	1,413	2,886	,008
	I_Wh_SAS	-1,339	,520	-1,135	-2,574	,016
	Nezam_SAS	-,081	,028	-,529	-2,875	,008
	Inlace_SAS	,025	,010	,242	2,406	,024
	I_CZK_EUR_SAS	1,316	,439	,671	2,996	,006
	D	,279	,063	,806	4,399	,000

a. Dependent Variable: I\_Úvěry

Z tabulky koeficientů (viz Tab. 4.5) lze pozorovat, že všechny proměnné se jeví jako statisticky významné na standardně stanovené hladině významnosti 5 %, pouze úroňová konstanta toto kritérium nesplňuje. Nejvíce do modelu přispívá proměnná HDP, nejméně naopak inflace.

## 4.5 Statistická verifikace odhadnutých parametrů modelu, případná korekce

V předchozí kapitole byl odhadnut model, který se jeví statisticky významný. Na základě vypočtených hodnot lze sestavit matematickou rovnici pro odhadnutý model. Tento zápis je ve tvaru:

$$\begin{aligned} l\_U_t = & -9,028 + 2,269 \cdot l\_HDPr_t\_SAS - 1,339 \cdot l\_Wh_t\_SAS - 0,081 \cdot Nezam_t\_SAS + \\ & + 0,025 \cdot Inflation_t\_SAS + 1,316 \cdot l\_CZK\_EUR_t\_SAS + 0,279 \cdot D_t \end{aligned} \quad (4.5)$$

Zároveň bylo ovšem odhaleno několik problémů, kdy úroňová konstanta se jevila jako nevýznamná, závislost mezi úvěry a kurzem eura neodpovídala původní hypotéze. Korelace mezi HDPr a hrubými mzdami, dále mezi HDPr a kurzem eura, a také mezi hrubými mzdami a kurzem eura byla velmi významná. Tyto problémy bude nutné vyřešit či zmírnit. Za tímto účelem bude uvažováno o zpoždění HDPr, hrubých mezd či kurzu eura.

Nejlépe se podařilo problémy odstranit či zmírnit zpožděním hrubého domácího produktu o jeden kvartál, průměrných hrubých mezd o čtyři kvartály a zpožděním kurzu eura o jeden kvartál. Také byla z modelu vyřazena inflace z důvodu nízké statistické významnosti.

### Odhad modelu:

$$\begin{aligned} l\_U_t = & \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \cdot l\_HDPr_{t-1}\_SAS - \hat{\beta}_2 \cdot l\_Wh_{t-4}\_SAS - \hat{\beta}_3 \cdot Nezam_t\_SAS - \\ & \hat{\beta}_4 \cdot l\_CZK\_EUR_{t-1}\_SAS + \hat{\beta}_5 \cdot D_t + \mu \end{aligned} \quad (4.6)$$

kde  $\beta_0$  je úroňová konstanta a  $\beta_1$  až  $\beta_5$  vyjadřují pružnost.  $\beta_1$  je koeficient průměrné změny úrovně úvěrů, když se HDPr zvýší o jednotku (ceteris paribus).  $\beta_2$  je koeficient průměrné změny úrovně úvěrů, když se Wh zvýší o jednotku (ceteris paribus).  $\beta_3$  je koeficient průměrné změny úrovně úvěrů, když se nezaměstnanost zvýší o jednotku při zachování podmínek ceteris paribus.  $\beta_4$  je koeficient průměrné změny úrovně úvěrů, když se kurz eura zvýší o jednotku při zachování podmínek ceteris paribus.  $\beta_5$  je koeficient průměrné změny úrovně úvěrů, když se zvýší uměle zavedená proměnná



(ceteris paribus).  $\mu_t$  zahrnuje vliv ostatních veličin, které působí na vysvětlovanou proměnnou.

Hypotézy o regresních koeficientech vypadají následovně.

$\beta_1 > 0$  očekává se pozitivní vliv HDPr na úvěry

$\beta_2 < 0$  očekává se negativní vliv průměrných hrubých měsíčních mezd na úvěry

$\beta_3 < 0$  očekává se negativní vliv nezaměstnanosti na úvěry

$\beta_4 < 0$  očekává se negativní vliv kurzu eura na úvěry

$\beta_5 > 0$  očekává se pozitivní vliv uměle zavedené proměnné na úvěry

Tab. 4.6 Korelační matice

		Correlations					
		I_Úvěry	Lag1_I_HDPr_SAS	Lag4_I_Wh_SAS	Nezam_SAS	Lag1_I_CZK_EUR_SAS	D
I_Úvěry	Pearson Correlation	1	,743**	,721**	-,635**	-,681**	,896**
	Sig. (2-tailed)		,000	,000	,000	,000	,000
	N	32	31	28	32	31	32
Lag1_I_HDPr_SAS	Pearson Correlation	,743**	1	,930**	-,378*	-,899**	,843**
	Sig. (2-tailed)	,000		,000	,036	,000	,000
	N	31	31	28	31	31	31
Lag4_I_Wh_SAS	Pearson Correlation	,721**	,930**	1	-,637**	-,905**	,854**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000		,000	,000	,000
	N	28	28	28	28	28	28
Nezam_SAS	Pearson Correlation	-,635**	-,378*	-,637**	1	,547**	-,658**
	Sig. (2-tailed)	,000	,036	,000		,001	,000
	N	32	31	28	32	31	32
Lag1_I_CZK_EUR_SAS	Pearson Correlation	-,681**	-,899**	-,905**	,547**	1	-,834**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000	,001		,000
	N	31	31	28	31	31	31
D	Pearson Correlation	,896**	,843**	,854**	-,658**	-,834**	1
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000	,000	,000	
	N	32	31	28	32	31	32

\*\* . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

\* . Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

Korelační matice nového modelu (viz Tab. 4.6) částečně zmírnila problémy se silnou korelací mezi vstupními veličinami.

Tab. 4.7 Model Summary

Model Summary <sup>b</sup>					
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,966 <sup>a</sup>	,933	,918	,05079	1,730

a. Predictors: ( DP tant), D, Nezam\_SAS, Lag1\_I\_CZK\_EUR\_SAS, Lag4\_I\_Wh\_SAS, Lag1\_I\_HDPr\_SAS

b. Dependent Variable: I\_Úvěry

Po úpravě původního modelu došlo k vylepšení determinačního koeficientu  $R^2$  (viz Tab. 4.7) z původních 88,4 % na 93,3 %, což znamená, že nyní lze vývoj úvěrů poskytnutých ČSOB a.s. vysvětlit z 93,3 % změnami vstupních veličin. Pouhých 6,7 % je nevysvětleno. Adjustovaný determinační koeficient R Square vychází po převodu na procenta 91,8 %. Durbin-Watson ukazatel se také vylepšil z původních 1,697 na 1,730, což se jeví jako příznivější hodnota.

Tab. 4.8 ANOVA

ANOVA <sup>b</sup>						
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,789	5	,158	61,151	,000 <sup>a</sup>
	Residual	,057	22	,003		
	Total	,846	27			

a. Predictors: (Constant), D, Nezam\_SAS, Lag1\_I\_CZK\_EUR\_SAS, Lag4\_I\_Wh\_SAS, Lag1\_I\_HDPr\_SAS

b. Dependent Variable: I\_Úvěry

Dle tabulky (viz Tab. 4.8) se jeví nový model jako statisticky významný, neboť signifikace nabývá hodnoty 0.

Tab. 4.9 Coefficients

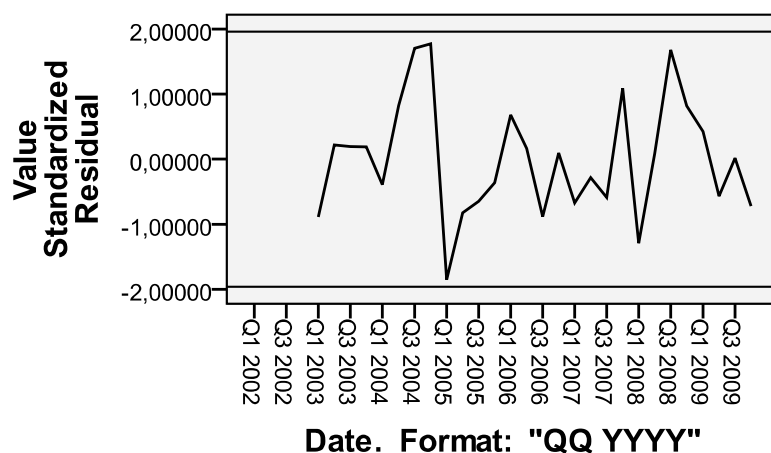
Coefficients <sup>a</sup>					
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	Sig.
		B	Std. Error	Beta	
1	(Constant)	-25,029	7,274		,002
	Lag1_I_HDPr_SAS	3,542	,660	1,951	,000
	Lag4_I_Wh_SAS	-1,595	,351	-1,164	,000
	Nezam_SAS	-,115	,022	-,778	,000
	Lag1_I_CZK_EUR_SAS	1,843	,374	,922	,000
	D	,168	,056	,479	,007

a. Dependent Variable: I\_Úvěry

Z tabulky koeficientů (viz Tab. 4.9) lze pozorovat, že statistická významnost proměnných se vylepšila oproti původnímu modelu (viz Tab. 4.5), také úroňová konstanta nyní splňuje kritérium pětiprocentní hladiny významnosti. Předpokládaný záporný vztah mezi úvěry a kurzem eura byl záporný. Po odhadu nového modelu opět vychází jako pozitivní, což může být samozřejmě ovlivněno výhodnějším vývojem kurzů jiných měn. Na základě vypočtených hodnot lze sestavit matematickou rovnici pro odhadnutý model. Tento zápis je ve tvaru:

$$\begin{aligned} \hat{l}_U = & -25,029 + 3,542 \cdot l_{HDPr_{t-1} \text{ SAS}} - 1,595 \cdot l_{Wh_{t-4} \text{ SAS}} - 0,115 \cdot Nezam_t \text{ SAS} + \\ & + 1,843 \cdot l_{CZK \text{ EUR}_{t-1} \text{ SAS}} + 0,168 \cdot D_t \end{aligned} \quad (4.7)$$

Graf 4.20 Liniový graf standardizovaných reziduí



Při odhadu nového modelu byla uložena standardizovaná rezidua, a poté znázorněna v grafu (viz Graf 4.20). Hodnoty by se měly pohybovat z 95 % v konfienčním intervalu  $<-1,96; 1,96>$ . Tato podmínka byla splněna, víceméně lze hovořit také o náhodném vývoji standardizovaných reziduí.

## 4.6 *Ekonometrická verifikace – testování problémů*

Tato kapitola bude zaměřena na testování specifikace modelu a případnou korekci, bude testována multikolinearita, autokorelace, heteroskedasticita a také normalita reziduí.

### 4.6.1 Specifikace modelu a případná korekce

Pro specifikaci modelu bude proveden T-test, který stanoví, jsou-li jednotlivé koeficienty statisticky významné. Pro testování významnosti modelu jako celku poslouží F-test. Zda byl původní model správně specifikován, pomůže odhalit RESET test.

#### 4.6.1.1 T-test

Pro testování statistické významnosti regresních koeficientů  $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$  a  $\beta_5$  bude použit T-test. Nulová hypotéza předpokládá nevýznamnost koeficientů a alternativní hypotéza předpokládá, že koeficienty jsou statisticky významné.

$$H_0: \beta_i = 0,$$

$$H_A: \beta_i \neq 0.$$

Výpočet t-statistiky je následující:

$$t_{vyp} = \frac{\hat{\beta}_i - \beta_i}{\sigma_{\hat{\beta}_i}} = \frac{\hat{\beta}_i - 0}{\sigma_{\hat{\beta}_i}} = \frac{\hat{\beta}_i}{\sigma_{\hat{\beta}_i}} \approx t_{\alpha/2, df} \quad (4.8)$$

Rozhodovacím pravidlem je  $|t_{vyp}| > t_{\alpha/2, df}$ , poté zamítáme  $H_0$ .  $t^*$  vypočítáme pomocí funkce excelu, konkrétně:

$$TINV(\alpha; df), \quad (4.9)$$

kde  $\alpha$  představuje hladinu významnosti,  $df$  představuje počet stupňů volnosti  $df = n - k$ , kde  $n$  znamená počet pozorování a  $k$  počet regresních parametrů.

Tab. 4.10 Koeficienty

Coefficients <sup>a</sup>						
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-25,029	7,274		-3,441	,002
	Lag1_I_HDPr_SAS	3,542	,660	1,951	5,368	,000
	Lag4_I_Wh_SAS	-1,595	,351	-1,164	-4,542	,000
	Nezam_SAS	-,115	,022	-,778	-5,201	,000
	Lag1_I_CZK_EUR_SAS	1,843	,374	,922	4,930	,000
	D	,168	,056	,479	2,980	,007

a. Dependent Variable: I\_Úvěry

Pro  $I_{HDPr_{t-1}SAS}$  bylo vypočteno  $t$  (4.8) 5,368, pro  $I_{Wh_{t-4}SAS}$  – 4,544, pro  $Nezam_{SAS}$  – 5,227, pro  $I_{CZK_{EUR_{t-1}SAS}}$  4,928 a pro  $D$  3. T kritické (4.9) je 2,07. Kritická hodnota je tedy menší pro všechny koeficienty. Zamítáme nulovou hypotézu a koeficienty lze považovat za významné.

#### 4.6.1.2 F-test

Pro statistickou verifikaci odhadnutého modelu jako celku bude použit F-test. Nulová hypotéza předpokládá, že všechny koeficienty jsou nulové, naopak alternativní hypotéza říká, že alespoň jeden koeficient je různý od nuly.

$$H_0: \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$$

$$H_A: \beta_0 \neq 0 \vee \beta_1 \neq 0 \vee \beta_2 \neq 0 \vee \beta_3 \neq 0 \vee \beta_4 \neq 0 \vee \beta_5 \neq 0$$

Výpočet F hodnoty je následující:

$$F_{\text{vyp}} = \frac{\frac{ESS}{df1}}{\frac{RSS}{df2}}, \quad (4.10)$$

kde  $ESS$  představuje regresní součet čtverců,  $RSS$  reziduální součet čtverců přes všechna pozorování,  $df1$  a  $df2$  jsou počty stupňů volnosti, přičemž  $df1 = k - 1$

a  $df_2 = n - k$ , kdy  $k$  je počet regresních parametrů,  $1$  představuje úrovnovou konstantu,  $n$  je počet pozorování.  $F_{\text{vyp}}$  lze také nalézt v tabulce ANOVA (viz Tab. 4.11).

Rozhodovacím pravidlem je  $F_{\text{vyp}} > F_{\text{krit}}$ , poté bude nulová hodnota zamítnuta a model lze považovat za významný.  $F^*$  vypočítáme pomocí funkce v excelu, konkrétně

$$FINV(\alpha; df_1; df_2) \quad (4.11)$$

kde  $\alpha$  je hladina významnosti,  $df_1$  a  $df_2$  počty stupňů volnosti.

Tab. 4.11 ANOVA

ANOVA <sup>b</sup>						
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,789	5	,158	61,151	,000 <sup>a</sup>
	Residual	,057	22	,003		
	Total	,846	27			

a. Predictors: (Constant), D, Nezam\_SAS, Lag1\_I\_CZK\_EUR\_SAS, Lag4\_I\_Wh\_SAS, Lag1\_I\_HDPr\_SAS

b. Dependent Variable: I\_Úvěry

Kritická hodnota F testu (4.11) činí 2,8167,  $F_{\text{vyp}}$  je 61,151.  $F_{\text{vyp}} > F_{\text{krit}}$ , zamítáme tedy  $H_0$ , model je na 5% hladině významnosti statisticky významný jako celek.

#### 4.6.1.3 RESET test

RESET test pomáhá odhalit, byl-li původní model správně specifikován. Vychází opět z nulové a alternativní hypotézy.

$H_0$ : původní lineární model je správně specifikován

$H_A$ : původní lineární model je chybně specifikován

Pro testování hypotéz použijeme F-test, kdy jestliže na 5% hladině významnosti  $F_{\text{vyp}} > F_{\text{krit}}$ , potom zamítáme  $H_0$ , tzn., že původní model je špatně specifikován.

$$F_{\text{vyp}} = \frac{(R_{\text{new}}^2 - R_{\text{old}}^2) / df_1}{(1 - R_{\text{new}}^2) / df_2}, \quad (4.12)$$

kde  $df_1$  představuje počet nově zařazených vysvětlujících proměnných a  $df_2$  počet parametrů v novém modelu.

$$F_{krit} = FINV(\alpha; df1; df2), \quad (4.13)$$

kde  $\alpha$  představuje hladinu pravděpodobnosti.

Původní model:

$$\begin{aligned} l\_U_t = & -25,029 + 3,542 \cdot l\_HDPr_{t-1\_SAS} - 1,595 \cdot l\_Wh_{t-4\_SAS} - 0,115 \cdot Nezam_t\_SAS + \\ & + 1,843 \cdot l\_CZK\_EUR_{t-1\_SAS} + 0,168 \cdot D_t \end{aligned} \quad (4.14)$$

Nový model:

$$\begin{aligned} l\_U_t = & \beta_0 + \beta_1 \cdot l\_HDPr_{t-1\_SAS} - \beta_2 \cdot l\_Wh_{t-4} - \beta_3 \cdot Nezam_t\_SAS + \\ & + \beta_4 \cdot l\_CZK\_EUR_{t-1\_SAS} + \beta_5 \cdot D_t + \beta_6 \cdot Y2_t + \beta_7 \cdot Y3_t \end{aligned} \quad (4.15)$$

Nejprve je ovšem nutné z původního modelu uložit PRE\_1, Y2 pak vypočteme jako  $PRE\_1 \cdot PRE\_1$  a Y3 jako  $PRE\_1 \cdot PRE\_1 \cdot PRE\_1$ .

Tab. 4.12 Model summary původního modelu

Model Summary <sup>b</sup>					
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,966 <sup>a</sup>	,933	,918	,05079	1,730

a. Predictors: ( DP tant), D, Nezam\_SAS, Lag1\_I\_CZK\_EUR\_SAS, Lag4\_I\_Wh\_SAS, Lag1\_I\_HDPr\_SAS

b. Dependent Variable: I\_Úvěry

Tab. 4.13 Model summary nového modelu

Model Summary <sup>b</sup>					
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,966 <sup>a</sup>	,932	,917	,05102	1,717

a. Predictors: (Constant), Y3, Nezam\_SAS, Lag1\_I\_CZK\_EUR\_SAS, Lag4\_I\_Wh\_SAS, D

b. Dependent Variable: I\_Úvěry

F vypočtené (4.12) se nenalézají v kritické oblasti (4.13) při hodnotě F kritické 4,30. Přidání nových proměnných modelu nepřispělo, nulovou hypotézu není nutné zamítnout, původní model byl správně specifikován.

#### 4.6.2 Multikolinearita

Multikolinearita znamená, že mezi vysvětlujícími proměnnými existuje závislost. Multikolinearita může být zapříčiněna tendencemi časových řad ekonomických ukazatelů stejným směrem, neexperimentálním charakterem disponibilních dat při průřezové analýze, zahrnutím různě zpožděných hodnot do modelu či použitím nula – jednotkových umělých proměnných. Již z bivariační korelační matice (viz Tab. 4.6) je patrné, že párová multikolinearita se v modelu bude vyskytovat mezi  $I_{HDP_{t-1}SAS}$  a  $I_{Wh_{t-4}SAS}$ , a také mezi  $I_{Wh_{t-4}SAS}$  a  $I_{CZK_{EUR_{t-1}SAS}}$ .

Co se týká vícenásobné multikolinearity, je potřebné porovnat  $R^2$  jednotlivých modelů.



*Původní model:*

$$I_U = f(I_{HDPr_{t-1}SAS}, I_{Wh_{t-4}SAS}, Nezam_tSAS, I_{CZK\_EUR_{t-1}SAS}, D) \quad R^2 = 0,933$$

*Další modely:*

$$I_{HDPr_{t-1}SAS} = f(I_{Wh_{t-4}SAS}, Nezam_tSAS, I_{CZK\_EUR_{t-1}SAS}, D) \quad R^2 = 0,957$$

$$I_{Wh_{t-4}SAS} = f(I_{HDPr_{t-1}SAS}, Nezam_tSAS, I_{CZK\_EUR_{t-1}SAS}, D) \quad R^2 = 0,935$$

$$Nezam_tSAS = f(I_{HDPr_{t-1}SAS}, I_{Wh_{t-4}SAS}, I_{CZK\_EUR_{t-1}SAS}, D) \quad R^2 = 0,863$$

$$I_{CZK\_EUR_{t-1}SAS} = f(I_{HDPr_{t-1}SAS}, I_{Wh_{t-4}SAS}, Nezam_tSAS, D) \quad R^2 = 0,913$$

$$D = f(I_{HDPr_{t-1}SAS}, I_{Wh_{t-4}SAS}, Nezam_tSAS, I_{CZK\_EUR_{t-1}SAS}) \quad R^2 = 0,882$$

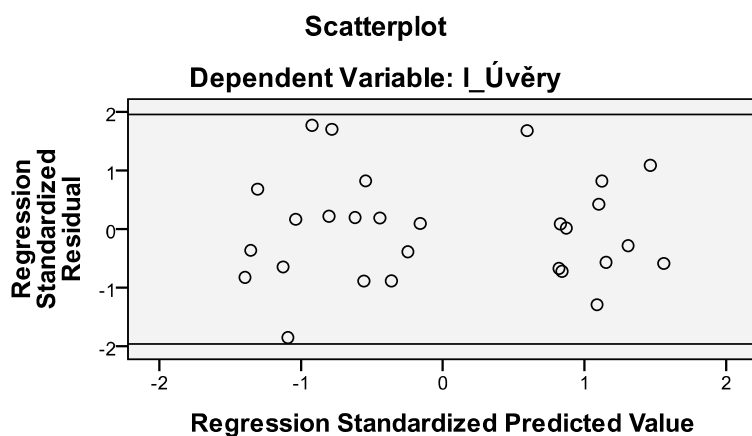
V modelu se nachází jak párová, tak vícenásobná multikolinearita. Pro její odstranění byly již na počátku veličiny zpožděny, což multikolinearitu mírně zlepšilo. Jako další opatření byly z modelu postupně vyřazeny proměnné, které ji nejvíce způsobují, tzn. nejprve reálný hrubý domácí produkt, poté také hrubé průměrné mzdy. Tato skutečnost ovšem model znehodnotila, stal se statisticky nevýznamný a bylo by za potřebí vyřazovat další proměnné. Z tohoto důvodu zanecháme původní model se všemi proměnnými, což ovšem bude znamenat, že v modelu se bude vyskytovat multikolinearita.

### 4.6.3 Autokorelace

Autokorelace znamená sériovou závislost reziduální složky. Autokorelace reziduí je tedy sériová závislost časové řady reziduí a časové řady zpožděných reziduí. Autokorelaci lze posuzovat pomocí grafických metod a testů. Nejčastějšími příčinami je setrvačnost údajů časových řad, nevhodná specifikace matematické formy modelu, zahrnutí chyb měření vysvětlované proměnné do náhodné složky a odhad modelu za dat obsahujících zprůměrované, vyrovnané, interpolované či extrapolované údaje.

Nejprve byl proveden odhad modelu a uložena nestandardizovaná rezidua a standardizovaná rezidua (RES\_1) a standardizovaná rezidua (ZRE\_2). Durbin-Watson statistika vychází 1,730.

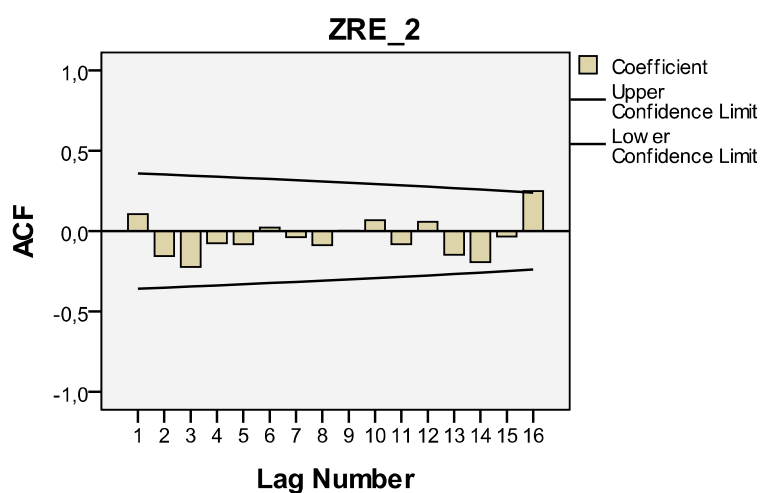
Graf. 4.21 Scatterplot



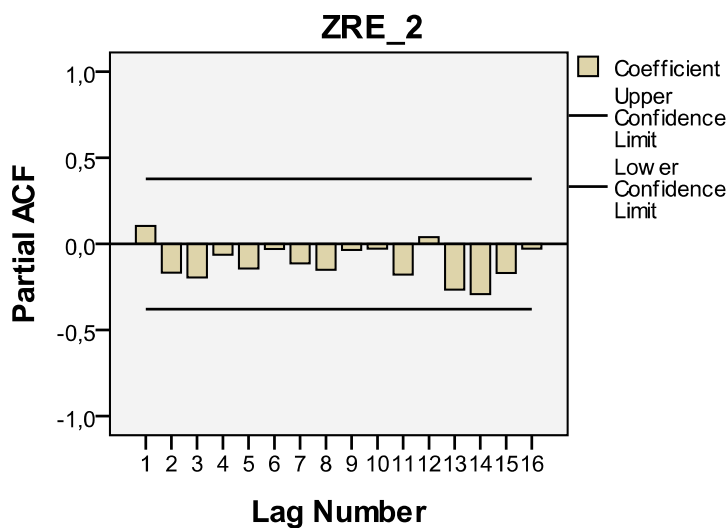
První vygenerovaný graf ukazuje vývoj standardizovaných reziduí v závislosti na proměnné  $\hat{Y}$ . Standardizovaná rezidua by se měla pohybovat kolem 0. Mělo by být dodrženo, aby se 95 % bodů nacházelo v pásmu  $<-1,96, 1,96>$ , což je v tomto případě splněno.

Zda je autokorelace přítomna zjistíme z grafického testu znázornění ACF a PACF. Graf PACF testuje parciální autokorelaci v daném řádu, test ACF znázorňuje kumulovanou autokorelaci až do k-tého řádu.

Graf 4.22 ACF

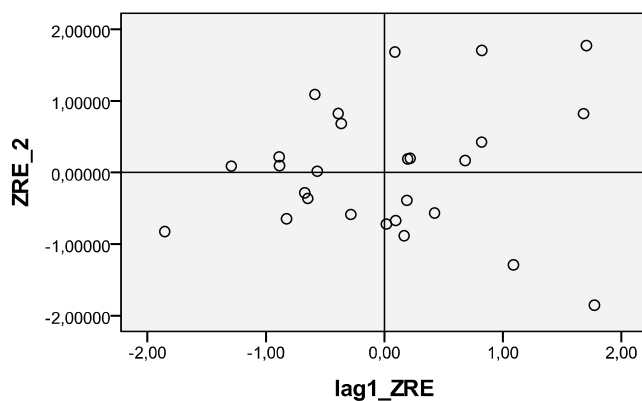


Graf 4.23 Partial ACF



Z grafu ACF (viz Graf 4.22) je patrné, že autokorelace je pozorována až do 16. řádu. V grafu Partial ACF (viz Graf 4.23) se autokorelace nenachází.

Graf 4.24 Scatter ploz ZRE\_2



V grafu (viz Graf 4.24) by mělo být 95 % pozorováno uvnitř kruhu o poloměru, což je splněno.

Kromě grafických metod lze využít k identifikaci autokorelace i metody početní. Jednou z těchto metod je Durbin – Watson test používaný pro testování autokorelace prvního řádu. Opět budou zavedeny dvě hypotézy.

$H_0$ : rezidua mají zcela náhodný charakter, tj. existuje sériová nezávislost  $\rho = 0$ ,

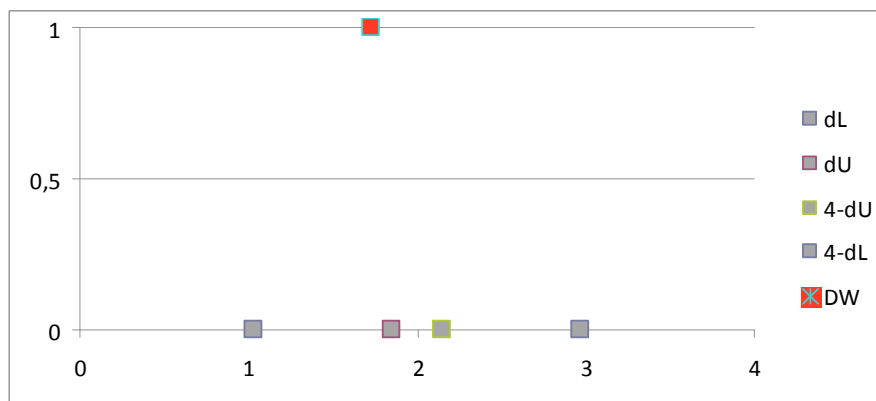
$H_1$ : rezidua nemají zcela náhodný charakter  $\rho \neq 0$

Kritické hodnoty byly zjištěny pomocí tabulek. Pro 28 pozorování ( $N=28$ ) a  $k = 6$  jsou kritické hodnoty ve výši  $d_L = 1,02762$  a  $d_U = 1,85022$ . Hraniční body prověření autokorelace jsou:

$$4 - d_U = 2,97238$$

$$4 - d_L = 2,14978$$

Graf 4.25 Rozhodování o D-W testu



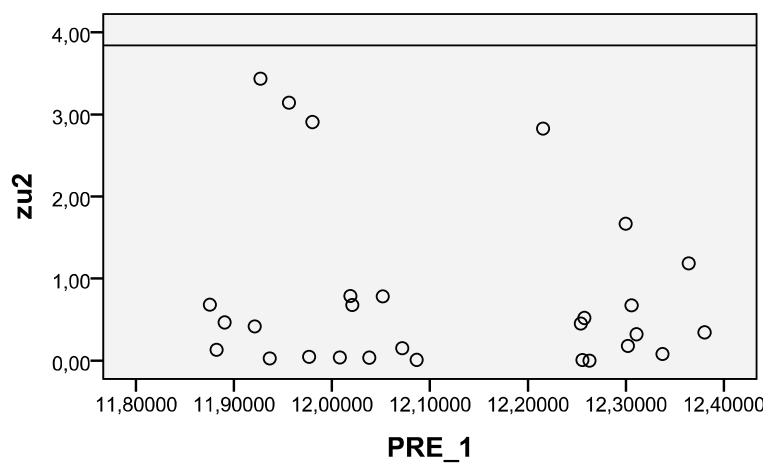
Vypočtená hodnota D-W 1,730 se nachází mezi hodnotami  $d_L$  až  $d_U$ , tedy v zóně neprůkaznosti (viz Graf 4.25), lze tedy pokračovat s dosavadním modelem.

#### 4.6.4 Heteroskedasticita

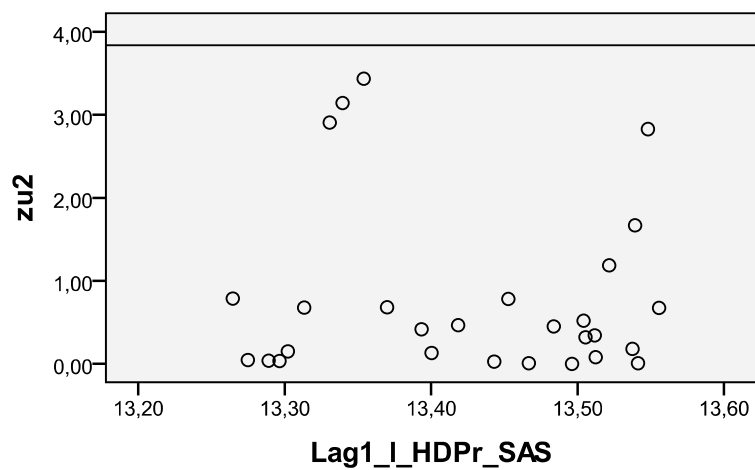
Heteroskedasticita vyjadřuje, že rozptyl není v čase konstantní. Jestliže rozptyl konstantní bude, jedná se o homoskedasticitu, což je žádoucí stav. Nejčastějšími příčinami heteroskedasticity je skutečnost, kdy průřezová data nabývají značně rozdílných hodnot v jednom náhodném výběru, dále chybná specifikace modelu, tedy vynechání vysvětlující proměnné nebo nevhodná funkční forma modelu. Výskyt chyb měření dat, zejména jejich kumulace s rostoucí vysvětlovanou proměnnou také může zapříčinit heteroskedasticitu, stejně jako nevhodné použití panelových dat, tedy kombinace časových a průřezových dat.

Pro testování heteroskedasticity lze využít jak grafů, tak sofistikovaných testů. Mezi grafické testy patří vývoj reziduí k vysvětlované proměnné a k vysvětlujícím proměnným. Sofistikovanými testy jsou White test, Goldfeld-Quant (GQ) a Park test.

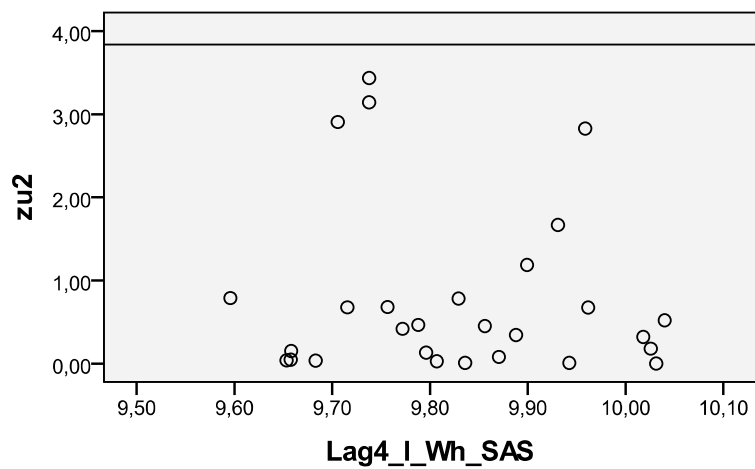
Graf 4.26 Testování heteroskedasticity úvěrů



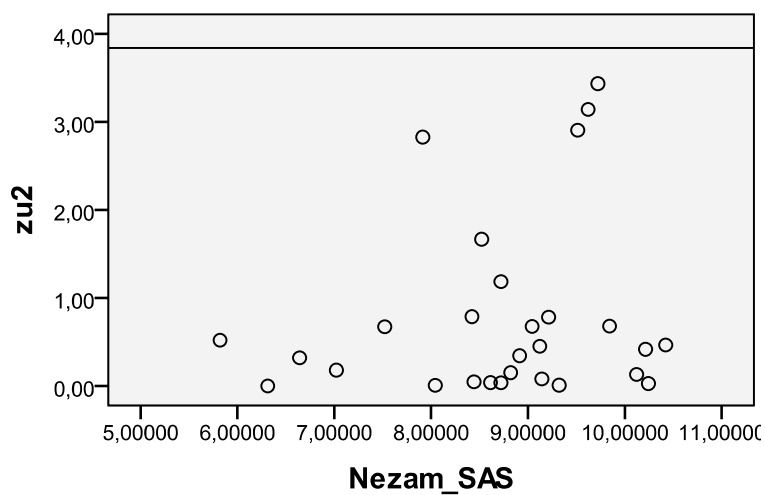
Graf 4.27 Testování heteroskedasticity  $I\_HDP_{t-1\_SAS}$



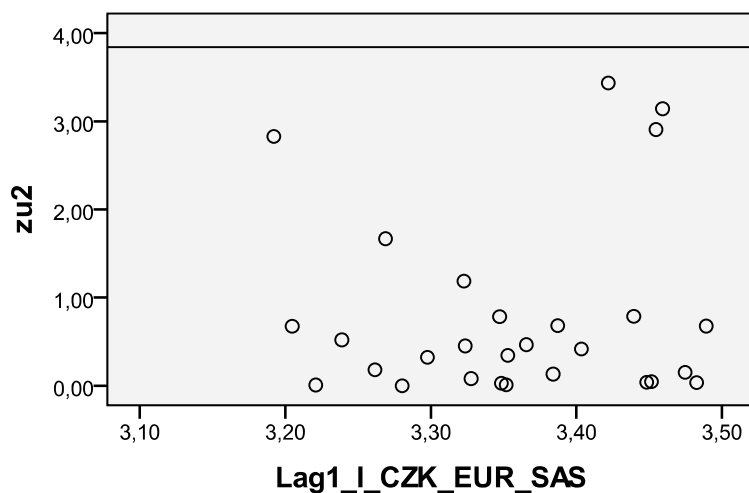
Graf 4.28 Testování heteroskedasticity  $I\_Wh_{t-4\_SAS}$



Graf 4.29 Testování heteroskedasticity Nezam\_SAS



Graf 4.30 Testování heteroskedasticity I\_CZK\_EUR<sub>t-1</sub>\_SAS



Při aplikování grafických testů musí být splněny některé podmínky. Hodnoty se musí vyskytovat náhodně, bez systematických změn v pásmu  $<0;1,962>$  a zároveň se mimo vymezené pásmo může nacházet pouze 5 % sledovaných hodnot. Počet pozorování je 28, mimo pásmo se tedy může nacházet 1,4 hodnot. Z jednotlivých grafů (viz Graf 4.26 až 4.30) lze konstatovat, že heteroskedasticita se nenalézá ani v jednom z grafů, zároveň ani v jednom grafu není porušena podmínka, že vymezené pásmo nesmí překročit více jak 1,4 hodnoty.

Heteroskedasticitu, resp. homoskedasticitu lze ověřit také sofistikovanými testy, konkrétně bude použit White test. Pro tento účel budou vypočteny nové proměnné, poté odhadnut nový model  $(\hat{\mu})^2$  a zhodnocen také výpočtem.

Odhad modelu:

$$\begin{aligned}
 (\hat{\mu})^2 = & \alpha_0 + \alpha_1 \cdot l\_HDPr_{t-1\_SAS} - \alpha_2 \cdot l\_Wh_{t-4\_SAS} - \alpha_3 \cdot Nezam\_SAS + \\
 & + \alpha_4 \cdot l\_CZK\_EUR_{t-1\_SAS} + \alpha_5 \cdot D + \alpha_6 \cdot (l\_HDPr_{t-1\_SAS})^2 + \alpha_7 \cdot (l\_Wh_{t-4\_SAS})^2 + \\
 & + \alpha_8 \cdot (Nezam\_SAS)^2 + \alpha_9 \cdot (l\_CZK\_EUR_{t-1\_SAS})^2 + \alpha_{10} \cdot (D)^2 + \alpha_{11} \cdot \\
 & \cdot (l\_HDPr_{t-1\_SAS} \cdot l\_Wh_{t-4\_SAS} \cdot Nezam\_SAS \cdot l\_CZK\_EUR_{t-1\_SAS} \cdot D) + \mu,
 \end{aligned}
 \tag{4.16}$$

kde  $(\hat{\mu})^2$  je  $u2$ ,  $(l\_HDPr_{t-1\_SAS})^2$  je  $Y2\_$ ,  $(l\_Wh_{t-4\_SAS})^2$  je  $Y3\_$ ,  $(Nezam\_SAS)^2$  je  $Y4\_$ ,  $(l\_CZK\_EUR_{t-1\_SAS})^2$  je  $Y5\_$ ,  $(D)^2$  je  $Y6\_$  a  $(l\_HDPr_{t-1\_SAS} \cdot l\_Wh_{t-4\_SAS} \cdot Nezam\_SAS \cdot l\_CZK\_EUR_{t-1\_SAS} \cdot D)$  je  $Y23456\_$ .

$H_0$ : všechny parametry alfa jsou současně rovny nule

$H_A$ : alespoň jeden parametr alfa není roven nule

Tab. 4.14 Model Summary

Model Summary <sup>b</sup>					
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,529 <sup>a</sup>	,280	,028	,00263	1,616

a. Predictors: (Constant), Y23456\_, Nezam\_SAS, Y5\_, Lag4\_l\_Wh\_SAS, Y2\_, Y4\_, Y6\_

b. Dependent Variable: u2

Tab. 4.15 ANOVA

ANOVA <sup>b</sup>						
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,000	7	,000	1,109	,395 <sup>a</sup>
	Residual	,000	20	,000		
	Total	,000	27			

a. Predictors: (Constant), Y23456\_, Nezam\_SAS, Y5\_, Lag4\_I\_Wh\_SAS, Y2\_, Y4\_, Y6\_

b. Dependent Variable: u2

Tab. 4.16 Coefficients

Coefficients <sup>a</sup>						
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-,029	,177		-,162	,873
	Lag4_I_Wh_SAS	,002	,039	,104	,056	,956
	Nezam_SAS	,031	,013	14,066	2,408	,026
	Y2_	-,001	,002	-,886	-,450	,658
	Y4_	-,002	,001	-11,351	-2,253	,036
	Y5_	,001	,004	,215	,232	,819
	Y6_	,074	,039	13,941	1,898	,072
	Y23456	-1,756E-5	,000	-11,630	-1,843	,080

a. Dependent Variable: u2

Po odhadu nového modelu (viz Tab. 4.14 až 4.16) je model jako celek nevýznamný podle charakteristiky Sig. v tabulce ANOVA, některé proměnné byly vyloučeny a zbytek se jeví jako statisticky nevýznamný, kromě proměnné Y2\_.  $R^2$  vychází 0,280 a D-W statistika 1,616. Prozatím bychom přijali  $H_0$ , tedy že se zde vyskytuje homoskedasticita, ale ještě bude proveden výpočet.

$$n * R^2 = \chi^2_{\text{vyp}} = 28 * 0,280 = 7,84$$

$$\chi^2_{\text{krit}} = \text{v MS excelu CHINV}(\alpha; df) = \text{CHINV}(0,05; 8) = 15,507$$

$$\chi^2_{\text{vyp}} < \chi^2_{\text{krit}} \rightarrow 7,84 < 15,507$$

Nezamítáme  $H_0$ , tedy že všechny parametry alfa jsou současně rovny nule. V modelu se nenachází heteroskedasticita.



#### 4.6.5 Testování normality reziduí

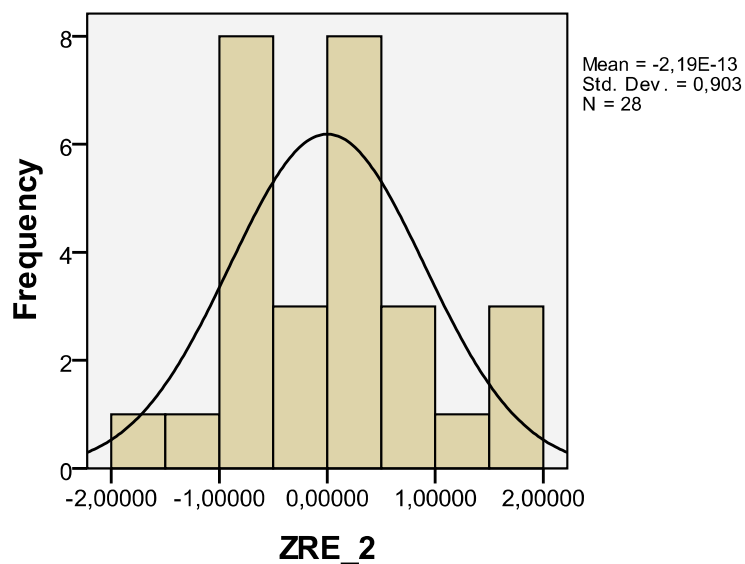
Normalitu reziduí lze testovat pomocí grafických testů, jako je histogram rozdělení četností, P-P plot a Q-Q plot. A také pomocí neparametrických testů  $\chi^2$  test dobré shody, Jarque-Bera test, Kolmogorovův-Smirnovův test.

Tab. 4.17 Popisné statistiky standardizovaných reziduí posledního odhadu

Descriptive Statistics							
	N	Mean	Std. Deviation	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
ZRE_2	28	,0000000	,90267093	,335	,441	-,152	,858
Valid N (listwise)	28						

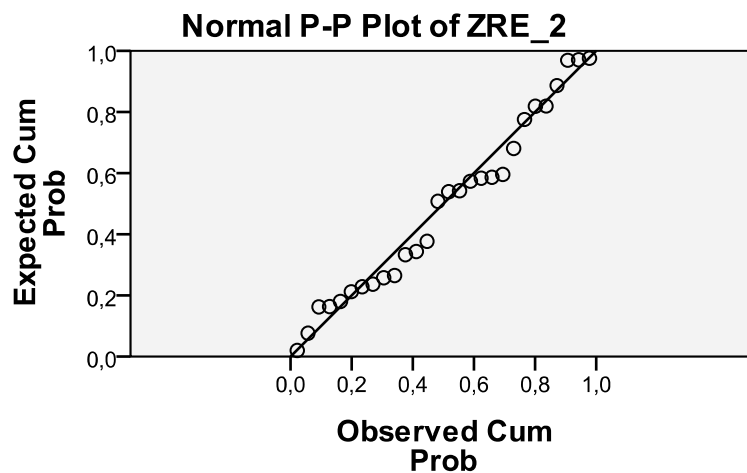
Střední hodnota ZRE\_2 vychází 0 (viz Tab. 4.17) a Std. Deviation vychází velice blízka 1. Oba tyto stavy jsou žádoucí. Hodnoty Skewness a Kurtosis, neboli šikmost a špičatost by se měly co nejvíce blížit 0.

Graf 4.31 Histogram standardizovaných reziduí



Jako první graf byl použit histogram standardizovaných reziduí (viz Graf 4.31). Špičatost vychází -0,152, je menší než 0, graf tedy bude plošší, nebude se příliš protahovat nahoru. Šikmost nabyla hodnotu 0,335, asymetrie je tedy doprava.

Graf 4.32 P-P Plot



Dalším grafem je P-P plot standardizovaných reziduí (viz Graf 4.32). Body by se měly co nejvíce blížit ose, aby byla rezidua co nejblíže normalitě. Na základě grafu lze konstatovat normální rozdělení reziduí.

Mezi sofistikované metody patří K-S test. Pro účely tohoto testu budou zavedeny opět dvě hypotézy.

$$H_0: \hat{\mu} \approx N(0,1)$$

$$H_A: \hat{\mu} \text{ nenáleží } N(0,1)$$

Tab. 4.18 One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test			ZRE_2
N			28
Normal Parameters <sup>a,b</sup>	Mean		,0000000
	Std. Deviation		,90267093
Most Extreme Differences	Absolute		,119
	Positive		,119
	Negative		-,091
Kolmogorov-Smirnov Z			,629
Asymp. Sig. (2-tailed)			,823

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

Z tabulky (viz Tab. 4.18) lze vysledovat, že pozitivní odchylka od normálního rozdělení činí 0,119 a negativní odchylka - 0,091. Sig. je větší než 0,05, nezamítáme tedy  $H_0$ , rezidua tudíž mají normální charakter.

#### 4.7 Ekonomická verifikace nejlepšího korigovaného modelu

Jako nejvhodnější model je považován původní model, ovšem po vyřazení inflace a zpoždění několika proměnných, ve tvaru:

$$\begin{aligned} \hat{l}_U = & -25,029 + 3,542 \cdot l_{HDPr_{t-1}}_{SAS} - 1,595 \cdot l_{Wh_{t-4}}_{SAS} - 0,115 \cdot l_{Nezam_t}_{SAS} + \\ & + 1,843 \cdot l_{CZK_{t-1}}_{EUR_{SAS}} + 0,168 \cdot D_t \end{aligned} \quad (4.17)$$

Tab. 4.19 Model Summary

Model Summary <sup>b</sup>					
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,966 <sup>a</sup>	,933	,918	,05079	1,730

a. Predictors: (Constant), D, Nezam\_SAS, Lag1\_I\_CZK\_EUR\_SAS, Lag4\_I\_Wh\_SAS, Lag1\_I\_HDPr\_SAS

b. Dependent Variable: I\_Úvěry

Koeficient determinace je 0,933 (viz Tab. 4.19), což znamená, že variabilitu průměrné relativní změny úvěrů bylo možné vysvětlit změnami HDPr, průměrné mzdy, nezaměstnanosti, kurzu eura a umělé proměnné z 93,3 % a 6,7 % je modelem nevysvětleno. Durbin-Watson ukazatel vychází 1,730, nachází se v zóně neprůkaznosti, nebylo třeba odstraňovat autokorelaci.

Tab. 4.20 ANOVA

ANOVA <sup>b</sup>						
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,789	5	,158	61,151	,000 <sup>a</sup>
	Residual	,057	22	,003		
	Total	,846	27			

a. Predictors: (Constant), D, Nezam\_SAS, Lag1\_I\_CZK\_EUR\_SAS, Lag4\_I\_Wh\_SAS, Lag1\_I\_HDPr\_SAS

b. Dependent Variable: I\_Úvěry

Z tabulky ANOVA (viz Tab. 4.20) je patrné, že model jako celek je statisticky významný, na hladině významnosti 5 %, neboť signifikace modelu vychází 0.

Tab. 4.21 Coefficients

Coefficients <sup>a</sup>						
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-25,029	7,274		-3,441	,002
	Lag1_I_HDPr_SAS	3,542	,660	1,951	5,368	,000
	Lag4_I_Wh_SAS	-1,595	,351	-1,164	-4,542	,000
	Nezam_SAS	-,115	,022	-,778	-5,201	,000
	Lag1_I_CZK_EUR_SAS	1,843	,374	,922	4,930	,000
	D	,168	,056	,479	2,980	,007

a. Dependent Variable: I\_Úvěry

Tabulka koeficientů (viz Tab. 4.21) ukazuje jejich hodnoty, zároveň lze konstatovat, že jednotlivé koeficienty jsou významné na hladině významnosti 5 %. Nejvíce do modelu přispívá reálný hrubý domácí produkt, dále průměrné hrubé mzdy, kurz eura, nezaměstnanost a naposledy umělá proměnná, která pomohla vyřešit problém s rozdílnými údaji banky, kdy do roku 2006 banka vykazovala úvěry pro klienty, od roku 2007 úvěry celkem.

Koeficient elasticity úvěrů vzhledem ke zpožděnému reálnému hrubému domácímu produktu ( $\beta_1$ ) je 3,542, tzn., že zvýšení HDPr o 1 %, způsobí v následujícím kvartálu zvýšení průměrných úvěrů o 3,542 % za podmínek ceteris paribus. Tato odhadnutá hodnota je v souladu s hypotézou o chování regresních koeficientů.

Koeficient elasticity úvěrů vzhledem ke zpožděným průměrným hrubým mzdám ( $\beta_2$ ) činí  $-1,595$ , což znamená, že snížení průměrné mzdy o 1 % vyvolá o čtyři kvartály později zvýšení průměrných úvěrů o 1,595 % za podmínek *ceteris paribus*. Tato odhadnutá hodnota je opět v souladu s hypotézou o chování regresních koeficientů.

Koeficient elasticity úvěrů vzhledem k nezaměstnanosti ( $\beta_3$ ) je  $-0,115$ , tzn., že snížení nezaměstnanosti o 1 % vyvolá ve stejném kvartálu zvýšení průměrných úvěrů o 0,115 % za dodržení podmínek *ceteris paribus*. Tato odhadnutá hodnota je opět v souladu s hypotézou o chování regresních koeficientů.

Koeficient elasticity úvěrů vzhledem ke zpožděnému kurzu eura ( $\beta_4$ ) je 1,843, tzn., že zvýšení kurzu eura o 1 % způsobí v následujícím kvartálu zvýšení průměrných úvěrů o 1,843 % za podmínek *ceteris paribus*. Tato odhadnutá hodnota ovšem není v souladu s hypotézou o chování regresních koeficientů, což může být ovlivněno vývojem kurzů jiných měn.

Koeficient elasticity úvěrů vzhledem k zavedené umělé proměnné ( $\beta_5$ ) je 0,168, což vyjadřuje procentní změnu úrovně regresního modelu pro  $D=1$  ve srovnání s  $D=0$  za podmínek *ceteris paribus*. Tato odhadnutá hodnota je v souladu s hypotézou o chování regresních koeficientů.

#### 4.8 Predikce na další tři období

Predikce znamená odhad očekávané hodnoty závislé proměnné pro pozorování, která nejsou součástí datového souboru. Predikce střední hodnoty  $Y_i = E(Y_i/X_i)$  znamená predikci očekávané hodnoty proměnné. Predikce individuální hodnoty  $Y_i$  je předpověď jednotlivé hodnoty  $Y_i$  pro období prognózy.

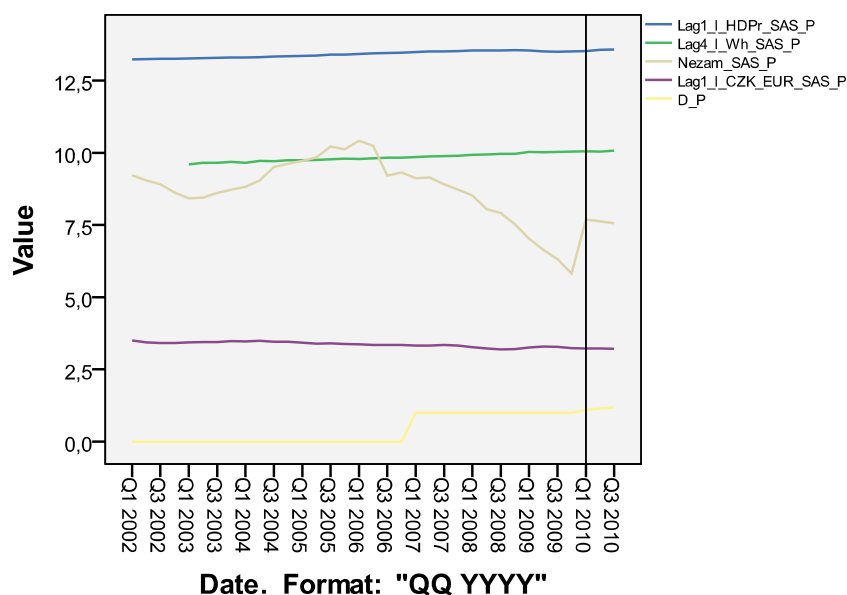
Zde budou odhadnuty hodnoty proměnných na následující tři období. Bude se tedy jednat o první tři kvartály roku 2010. Predikce bude realizována pro nejlépe korigovaný model (4.17).

Tab 4.22 Predikce nezávislých proměnných na následující tři období

	$I\_HDP_{t-1}$ _SAS_P	$I\_Wh_{t-4}$ _SAS_P	Nezam_SAS_P	$I\_CZK\_EUR_{t-1}$ _SAS_P	D_P
<b>Q1 2010</b>	13,52	10,05	7,68759	3,23	1,00
<b>Q2 2010</b>	13,56	10,04	7,62358	3,22	1,00
<b>Q3 2010</b>	13,58	10,07	7,55957	3,21	1,00

Nejprve bylo zapotřebí doplnit vysvětlující proměnné pro predikované období (viz Tab. 4.22), přičemž bylo použito nahrazení chybějících hodnot pomocí lineárního trendu, u průměrných mezd byla použita predikce ex post pro všechna tři období, neboť díky zpoždění již požadované hodnoty byly známy (viz Tab. 4.22). Vývoj predikovaných hodnot byl znázorněn i graficky (viz Graf. 4.33).

Graf 4.33 Predikce nezávislých proměnných



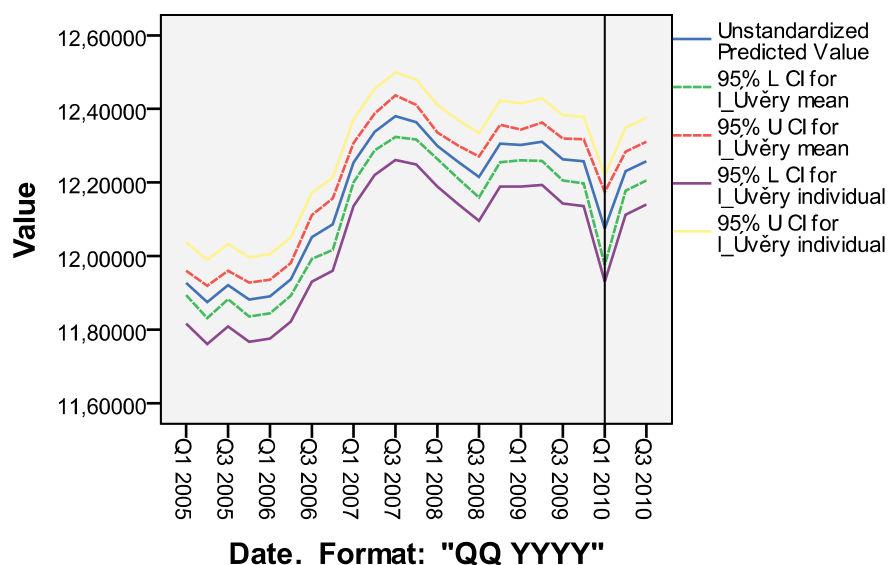
Pomocí programu SPSS byly dále stanoveny konfidenční intervaly (viz Tab. 4.23 a Graf 4.34). PRE\_2, neboli nestandardizované predikované hodnoty, představuje odhad závisle proměnné, LMCI\_1 a UMCI\_1 představují konfidenční intervaly pro individuální hodnoty a LICI\_1 a UICI\_1 jsou konfidenční intervaly pro střední hodnoty.

Bodová predikce představuje odhad predikce hodnoty vysvětlované proměnné jednou hodnotou, zatím co intervalová predikce stanovuje interval spolehlivosti pro vysvětlovanou proměnnou na dané úrovni významnosti.

Tab. 4.23 Predikce úvěrů

	PRE_2	LMCI_1	UMCI_1	LICI_1	UICI_1
33	12,07512	11,97582	12,17442	11,93035	12,21988
34	12,23071	12,17752	12,28390	12,11270	12,34871
35	12,25813	12,20534	12,31092	12,14031	12,37595
36					

Graf 4.34 Predikce I\_Úvěry



Po nalezení nejvhodnějšího modelu ve statistickém programu, byly na základě analýzy daných časových řad odhadnuty hodnoty poskytnutých úvěrů do budoucna.

V prvním kvartálu roku 2010 bude logaritmus úvěrů na úrovni 12,08. S 95% pravděpodobností bude logaritmus úvěrů dosahovat hodnot od 11,98 do 12,17, pro individuální hodnoty je interval 11,93 až 12,22.

V druhém kvartálu roku 2010 bude logaritmus úvěrů na úrovni 12,23. S 95% pravděpodobností bude logaritmus úvěrů nabývat hodnot od 12,18 do 12,28, pro individuální hodnoty je interval 12,11 až 12,35.

Třetí kvartál roku 2010 bude typický pro logaritmus úvěrů na úrovni 12,26. S 95% pravděpodobností bude logaritmus úvěrů dosahovat hodnot od 12,21 do 12,31, individuální hodnoty se budou pohybovat v intervalu 12,14 až 12,38.

Tab. 4.24 Predikce úvěrů převedená na mil. Kč

	I_Úvěry	Úvěry
Q1_2010	12,07512	175 451,9
Q2_2010	12,23071	204 988,7
Q3_2010	12,25813	210 687,2

Následně bylo provedeno převedení I\_Úvěry na původní jednotky (viz Tab. 4.24), tedy mil. Kč. L\_Úvěry byly převedeny z logaritmu zpět na mil. Kč pomocí funkce MS excelu, konkrétně EXP(I\_U).

Nejllepší bodová predikce úvěrů poskytnutých ČSOB je v predikovaném období následující. V prvním kvartálu 2010 lze očekávat poskytnuté úvěry o objemu 175 451,9 mil. Kč, ve druhém kvartálu 2010 ve výši 204 988,7 mil. Kč a ve třetím kvartálu roku 2010 by měly poskytnuté úvěry ČSOB, a.s. dosáhnout hodnoty 210 687,2 mil. Kč.

#### **4.9 Srovnání predikovaných úvěrů se skutečně vykázanými**

Po nalezení nejvhodnějšího modelu v programu SPSS, byly na základě analýzy daných časových řad odhadnuty hodnoty poskytnutých úvěrů do budoucna, konkrétně pro první tři čtvrtletí roku 2010. Z informací zveřejňovaných ČSOB, a.s. již lze vyčíst skutečné objemy poskytnutých úvěrů v prvních dvou čtvrtletích roku 2010, proto lze srovnat predikované hodnoty se skutečnými.

V prvním kvartálu roku 2010 lze očekávat poskytnuté úvěry o objemu 175 451,9 mil. Kč. Hodnoty vykázané ČSOB, a.s. odhalily, že v daném období úvěry dosáhly 201 870 mil. Kč, predikované hodnoty programu SPSS tedy v daném kvartálu příliš neodpovídají skutečnosti. V druhém čtvrtletí roku 2010 lze očekávat úvěry o objemu 204 988,2 mil. Kč, skutečnost vykazala 208 101 mil. Kč. Opravdová hodnota se již přibližuje predikované, také růstová tendence je zachována. V třetím kvartálu roku 2010 lze očekávat poskytnuté úvěry ve výši 210 687,2 mil. Kč, tuto hodnotu však není možné porovnat se skutečností, neboť ČSOB, a.s. tento výsledek prozatím nezveřejnila.

Nesrovnalosti mezi odhadovanými a skutečnými hodnotami mohou být zapříčiněny nedokonalostí modelu, neboť se v něm objevuje multikolinearita, kterou nebylo možné odstranit, pouze zmírnit.



## 5. Zhodnocení výsledků

Tato kapitola bude zaměřena na zhodnocení jednotlivých částí práce a následné závislosti makroekonomických veličin na poměrové ukazatele ČSOB, a.s. ve sledovaném období.

### **5.1 Shrnutí a zhodnocení vývoje makroekonomických veličin v letech 2002 – 2009**

Z charakteristiky a vývoje vybraných makroekonomických veličin lze konstatovat, že v roce 2008 nastal zlom, neboť propukla světová finanční a ekonomická krize a vytvořila obtížné podmínky pro fungování finančního sektoru. Do roku 2007 se česká ekonomika vyvíjela příznivě, v roce 2008 došlo v mnoha makroekonomických ukazatelích k výrazně nepříznivému vývoji. Tempo růstu reálného HDP mělo od roku 2002 rostoucí charakter, v roce 2008 se růst o polovinu zpomalil, v roce 2009 dokonce dosáhl záporných hodnot ve výši – 4,8 %. Míra inflace se ve sledovaném období pohybovala kolem příznivé hodnoty dvou procent, v roce 2008 ovšem dosáhla 6,3 %. Míra nezaměstnanosti se až do roku 2005 pohybovala okolo 8 %. V roce 2006 se začala situace zlepšovat, v roce 2008 dokonce dosáhla nejnižší úrovně od roku 1997, tedy 4,4 %. V roce 2009 se se zpožděním projevil vážnoucí ekonomický růst v české ekonomice a nezaměstnanost narostla na 6,7 %. Průměrná hrubá měsíční mzda každoročně roste. Na počátku sledovaného období činila 15 524 Kč, v roce 2009 již dosáhla 23 488 Kč. Co se týká salda veřejných rozpočtů ČR se situace od roku 2002, kdy činilo saldo -6,8 %, zlepšovala až do roku 2008, kdy bylo dosaženo schodku ve výši 1,1 %. Na roku 2009 se opět podepsala krize a saldo narostlo na – 6,9 %. Zahraniční zadluženost ČR v letech 2002 až 2009 rostla, v posledních sledovaných letech se růst zvýraznil a v roce 2009 byla ČR zadlužena vůči zahraniční ve velikosti 43,8 % HDP. ČNB reagovala na změny české ekonomiky změnami sazeb, které vyhláší. Nejvyšších hodnot nabývaly sazby v roce 2007, nenižších naopak v roce 2009. Kurz eura se od roku 2002 snižoval, česká koruna tedy posilovala, v posledním sledovaném roce ovšem začala koruna oslabovat a kurz eura růst.

## **5.2 Shrnutí a zhodnocení poměrových ukazatelů ČSOB, a.s. v letech 2002 - 2009**

Prvním z ukazatelů, který byl v rámci ČSOB, a.s. sledován byl ROAE, tedy rentabilita vlastního kapitálu. V letech 2002 – 2004 se pohyboval kolem doporučené hodnoty 15 %. Následně rostl až na úroveň 26,72 % v roce 2007. V roce 2008 nastal značný propad na 1,50 %, z důvodu velmi nízkého čistého zisku, což bylo důsledkem nepříznivého vývoje ekonomiky. V roce 2009 se již situace zlepšila a ROAE dosáhl rekordní hodnoty 40,29 %. Na tuto vysokou hodnotu měl ovšem vliv vysoký jednorázový výnos z prodeje podílu ČSOB SR společnosti KBC. Podobný vývoj měla také rentabilita aktiv, která se až do roku 2007 pohybovala v příznivých hodnotách a neustále mírně rostla, v roce 2008 opět došlo k průlomů a ROAA dosáhla svého minima 0,09 %. V posledním sledovaném roce se situace z důvodu vysokého čistého zisku zlepšila a rentabilita aktiv dosáhla 2,96 %.

Ukazatel čistého zisku po zdanění na jednoho zaměstnance ČSOB, a.s. opět zaznamenal velké výkyvy ke konci sledovaného období. Do roku 2007, kdy na jednoho zaměstnance připadal 1 095 tis. Kč čistého zisku, byl vývoj uspokojivý a celkově rostoucí. V roce 2008 vlivem krize došlo k propadu čistého zisku, proto ukazatel činil pouhých 81 tis. Kč na jednoho zaměstnance, v roce 2009 se situace výrazně zlepšila na 2 694 tis. Kč na jednoho zaměstnance. Vývoj objemu aktiv na jednoho zaměstnance ČSOB, a.s. byl v letech 2002 až 2006 stabilní ve výši kolem 61 000 tis. Kč, v následujících třech letech se podíl zvyšoval především díky vysokému objemu finančních aktiv a aktiv k obchodování. V posledním roce činil objem aktiv na jednoho zaměstnance 93 886 tis. Kč. Objem prodaných úvěrů ČSOB, a.s. na jednoho zaměstnance v průběhu let kolísala. Nejmenší byl rok 2005, kdy dosáhl ukazatel 14 284 tis. Kč. Rok 2007 až 2009 byl ovlivněn změnou ve vykazování úvěrů, neboť se již nepočítalo jen s klientskými, ale se všemi úvěry. V roce 2009 došlo k poklesu ukazatele oproti předchozímu roku v důsledku ekonomické situace v zemi, neboť došlo ke snižování poskytovaných úvěrů, a také k propouštění zaměstnanců. Klientská depozita na jednoho zaměstnance ČSOB, a.s. i přes trvající celosvětovou finanční krizi neustále rostla. Od roku 2007 byly opět sledovány souhrnné závazky a v roce 2009 vzrostl podíl depozit na zaměstnance na rekordních 68 540 tis. Kč. Ukazatel nákladové intenzity, tedy podíl personálních nákladů na jednoho zaměstnance ČSOB, a.s. kolísala v důsledku různého

počtu zaměstnanců. Co se týká samotných personálních nákladů, ty do roku 2006 neustále rostly, v roce 2007 nastal nepatrný pokles, od roku 2008 již personální náklady klesaly výrazněji z důvodu opatření plynoucích z finanční krize.

Další skupina poměrových ukazatelů se zaměřila na kvalitu bankovních aktiv, konkrétně byl sledován vývoj opravných položek k celkovým úvěrovým pohledávkám ČSOB, a.s.. Čím nižší tento ukazatel je, tím jsou bankovní aktiva kvalitnější. V roce 2002 činil tento ukazatel 1,25 % díky vysokým opravným položkám. V následujících pěti letech se pohyboval na přijatelné hladině od 0,01 % do 0,45 %, úvěry poskytované bankou byly tedy velmi kvalitní. V roce 2008 a 2009 v důsledku nepříznivého vývoje makroekonomických veličin rostly opravné položky k úvěrům a jejich poměr k celkovým úvěrovým pohledávkám ČSOB, a.s. v posledním sledovaném roce činil dokonce 1,85 %.

Kapitálová přiměřenost Banky dosáhla své maximální hodnoty v roce 2003, konkrétně 15,36 %. Následně klesala a v roce 2006 nabyla 9,29 %. Rok 2007 byl pro Banku úspěšný, KP vzrostla na 11,12 %, rok 2008 byl nejslabší z důvodu ekonomické situace a KP činila 8,65 %. V roce 2009 Banka, i přes pokračující nepříznivý vývoj ekonomiky, vykazovala kapitálovou přiměřenost ve výši 12,23 %. V žádném ze sledovaných let neklesl ukazatel pod požadovaných 8 %, což ukazuje na stabilitu Banky.

### ***5.3 Shrnutí a zhodnocení vícerozměrného lineárního regresního modelu***

Původní model zpracovaný v programu SPSS, který měl přispět k vysvětlení vlivu makroekonomických veličin na poměrové ukazatele ČSOB, a.s., zkoumal vztah mezi reálným HDP ČR, průměrnými hrubými mzdami, nezaměstnaností, inflací, kurzem eura a umělou vysvětlující proměnnou na výstupní veličinu, kterou byly poskytnuté úvěry Československou obchodní bankou, a.s.. Byla provedena analýza vstupních časových řad, která odhalila nestacionaritu všech řad. Pro odstranění této skutečnosti, bylo použito logaritmování u úvěrů, reálného HDP, průměrné hrubé mzdy a kurzu eura. Sezónnost byla odstraněna u všech vstupních proměnných pomocí sezónní dekompozice. Korelační matice odhalila silnou závislost mezi některými vstupními veličinami, při odhadu modelu se navíc konstanta jevila jako nevýznamná. Pro napravení těchto nedostatků byla z modelu odstraněna inflace a provedena zpoždění o jedno období u reálného HDP a kurzu eura

a o čtyři období u průměrných hrubých mezd. Tímto zásahem se všechny koeficienty staly statisticky významnými a multikolinearita byla zmírněna. Nový model získal tvar:

$$\begin{aligned} \hat{l}_{-U_t} = & -25,029 + 3,542 \cdot l_{-HDPr_{t-1} - SAS} - 1,595 \cdot l_{-Wh_{t-4} - SAS} - 0,115 \cdot Nezam_t - SAS + \\ & + 1,843 \cdot l_{-CZK - EUR_{t-1} - SAS} + 0,168 \cdot D_t \end{aligned} \quad (5.1)$$

Determinační koeficient vyšel 0,933, což znamená, že vývoj úvěrů poskytnutých ČSOB, a.s. lze z 93,3 % vysvětlit změnami vstupních veličin, pouhých 6,7 % je nevysvětleno. Durbin-Watson ukazatel vyšel 1,697. Pro testování statistické významnosti regresních koeficientů byl použit T-test a koeficienty bylo možné považovat za významné. Pro statistickou verifikaci odhadnutého modelu jako celku byl použit F-test.  $F_{\text{vyp}} > F_{\text{krit}}$ , model tedy byl na 5% hladině významnosti statisticky významný jako celek. Dále byl proveden RESET test, kdy byly do modelu přidány proměnné  $Y_2$  a  $Y_3$ , přidání nových proměnných ovšem nepřispělo, nebyla zamítnuta nulová hypotéza a bylo možné konstatovat, že model byl správně specifikován. Pro zjištění vícenásobné multikolinearity byly pozorovány determinační koeficienty jednotlivých modelů, které byly v některých případech vyšší než  $R^2$  původního modelu, byla tedy přítomna vícenásobná multikolinearita, stejně jako párová. Tato skutečnost byla již dříve zmírněna zpožděním některých proměnných, zcela vyřešit se problém ovšem nepodařilo. Zda je v modelu přítomna autokorelace bylo ověřováno pomocí grafického znázornění testu ACF a PACF. Z grafu ACF bylo patrné, že autokorelace byla pozorována až do 10. řádu, v grafu Partial ACF se autokorelace nenacházela. Dále byl proveden Durbin-Watson test pro testování autokorelace prvního řádu, vypočtená hodnota D-W se ovšem nacházela v zóně neprůkaznosti, bylo tedy možné pokračovat s dosavadním modelem. Heteroskedasticita byla testována pomocí grafů, tyto grafy splnily požadované podmínky náhodného vývoje hodnot, bez systematických změn v pásmu  $<0;1,96^2>$  a zároveň se mimo vymezené pásmo nenacházela žádná ze sledovaných hodnot. Pro potvrzení homoskedasticity byl proveden také White test, kdy byl odhadnut nový model, jevil se ovšem jako nevýznamný a  $R^2$  vycházelo pouze 0,280. Také výpočet potvrdil, že všechny parametry alfa byly současně rovny nule, v modelu se tedy heteroskedasticita nenacházela. Normalita reziduí byla testována pomocí histogramu rozdělení četností a P-P plotu, na základě těchto grafů bylo možné konstatovat normální rozdělení reziduí. Dále byl proveden K-S test, pozitivní

odchylka činila 0,119, negativní odchylka – 0,091. signifikance byla větší než 0,05, rezidua tedy měla normální charakter.

Největší vliv na vývoj úvěrů ČSOB, a.s. měl reálný HDP zpožděný o jedno období, neboť koeficient elasticity úvěrů vzhledem ke zpožděnému reálnému hrubému domácímu produktu byl 3,542 za podmínek *ceteris paribus*, což znamená, že zvýšení HDP o 1 %, způsobí v následujícím kvartálu zvýšení průměrných úvěrů o 3,542 %. Druhou makroekonomickou veličinou, která nejvíce působila na úvěry byla průměrná hrubá mzda s koeficientem elasticity úvěrů vzhledem ke zpožděným průměrným mzdám o čtyři kvartály – 1,595 za nezměněných podmínek. Snížení průměrné hrubé mzdy o 1 % tedy vyvolá o čtyři kvartály později zvýšení průměrných úvěrů o 1,595 %. Koeficient elasticity úvěrů vzhledem ke zpožděnému kurzu eura o jedno období byl 1,843 za podmínek *ceteris paribus*, tzn. že zvýšení kurzu eura o 1 % způsobí v následujícím kvartálu zvýšení průměrných úvěrů o 1,843 %. Koeficient elasticity úvěrů vzhledem k nezaměstnanosti činil – 0,115 za dodržení podmínek *ceteris paribus*, což vyjadřuje, že snížení nezaměstnanosti o 1 % vyvolá ve stejném kvartálu zvýšení průměrných úvěrů o 0,115 %. Proměnnou, která ovlivňovala úvěry nejméně byla uměle zavedená veličina D, která vyjadřovala procentní změnu úrovně regresního modelu. Veškeré odhadnuté hodnoty byly v souladu s hypotézami o chování regresních koeficientů, jedinou výjimku tvořil kurs eura, což mohlo být ovlivněno vývojem kurzů jiných měn.

Následně byly odhadnuty hodnoty proměnných na následující tři období, tedy první až třetí kvartál roku 2010 a porovnány s již známými, skutečně vykázanými objemy úvěrů poskytnutými ČSOB, a.s.. Po predikci vysvětlujících proměnných a stanovení konfidenčních intervalů pro individuální a střední hodnoty byla pro následující tři kvartály získána predikovaná hodnota logaritmu úvěrů. Následně bylo provedeno převedení logaritmu úvěrů na původní jednotky, tedy mil. Kč. Nelepší bodová predikce poskytnutých úvěrů ČSOB, a.s. byla v predikovaném období následující. V prvním kvartálu 2010 lze očekávat poskytnuté úvěry o objemu 175 451,9 mil. Kč, ČSOB, a.s. vykazala ve stejném čtvrtletí hodnotu poskytnutých úvěrů 201 870 mil. Kč, predikované hodnoty programem SPSS tedy v daném období příliš neodpovídaly skutečnosti. Ve druhém kvartálu 2010 byla predikovaná hodnota ve výši 204 988,7 mil. Kč, ve skutečnosti Banka poskytla úvěry o objemu 208 101 mil. Kč. Opravdová hodnota se již přibližuje odhadované, také růstová tendence byla zachována. Ve třetím kvartálu roku 2010 by měly poskytnuté úvěry ČSOB, a.s. dosáhnout hodnoty 210 687,2 mil. Kč, nelze ji však porovnat se skutečností, neboť Banka tento výsledek prozatím nezveřejnila.

Nesrovnalosti mezi odhadovanými a skutečnými hodnotami mohou být zapříčiněny nedokonalostí modelu, neboť se v něm objevuje multikolinearita, kterou nebylo možné odstranit, pouze zmírnit.

#### **5.4 Zhodnocení vlivu makroekonomických veličin na poměrové ukazatele banky**

Z dosažených výsledků lze tedy konstatovat, že změny sledovaných makroekonomických veličin více či méně ovlivňují hospodaření, a tedy poměrové ukazatele Československé obchodní banky, a.s. Největší měrou se na změnách podílí reálný hrubý domácí produkt a průměrná hrubá mzda, dalšími veličinami byl kurs eura a nezaměstnanost. Na základě programu SPSS lze předpokládat, že HDP v prvních třech kvartálech roku 2010 poroste, stejně jako průměrná hrubá mzda. Nezaměstnanost by měla klesat, stejně jako kurz eura. Úvěry poskytované ČSOB, a.s. by měly v prvním kvartálu roku 2010 poklesnout, oproti poslednímu čtvrtletí roku 2009, následně by měl být zaznamenán růst.

Vývojem makroekonomických veličin byly zejména ovlivněny ukazatele rentability vlastního kapitálu a rentability aktiv ČSOB, a.s., neboť v nejslabším období české ekonomiky ROAE a ROAA zaznamenalo výrazného poklesu. Co se týká ukazatelů produktivity, stejný negativní vliv makroekonomických veličin byl prokázán na velikost ČZ po zdanění na jednoho zaměstnance a objem prodaných úvěrů na jednoho zaměstnance Banky. Také opravné položky k celkovým úvěrovým pohledávkám v ekonomicky nepříznivých letech dosahovaly nepříznivých, tedy vyšších hodnot. Kapitálová přiměřenost v průběhu sledovaných let spíše klesala, ovšem v posledních třech letech také kopírovala vývoj makroekonomických veličin, tzn., že v roce 2007 dosahovala KP 11,12 %, v roce 2008, kdy českou ekonomiku zachvátila světová krize činila KP 8,65 %, v roce 2009 i přes pokračující nepříznivý vývoj veličin dosáhla KP 12,23 %. Nicméně v žádném ze sledovaných let neklesl ukazatel pod žádoucích 8 %, ČSOB, a.s. z tohoto pohledu nebyla krizí výrazněji ohrožena a dokázala čelit vnějším nepříznivým faktorům. Objem aktiv na jednoho zaměstnance Banky nebyl postižen vývojem makroekonomických veličin, stejně jako objem depozit či personálních nákladů na jednoho zaměstnance.

Na základě predikce a vývoje makroekonomických veličin, které působí na hospodaření Banky lze očekávat, že výsledky jednotlivých ekonomických ukazatelů se budou v budoucnu vyvíjet v souladu se strategií banky.

## 6. Závěr

Cílem diplomové práce bylo zkoumání vlivu vybraných makroekonomických veličin na objem poskytnutých úvěrů Československou obchodní bankou v letech 2002 až 2009 a jejich predikce, neboť právě poskytování úvěrů je jednou z nejdůležitějších činností banky mající značný vliv na hodnoty jejich poměrových ukazatelů. Praktická část práce byla zpracována ve statistickém programu SPSS, do kterého bylo zapotřebí zadat v rámci jednotlivých časových řad minimálně 32 údajů. Z tohoto důvodu byla použita čtvrtletní data. Kvartální hodnoty jednotlivých poměrových ukazatelů nebylo možné sehnat či vypočítat, banka ovšem byla schopna poskytnout čtvrtletní objemy poskytnutých úvěrů. Proto byl zkoumán vliv vybraných makroekonomických veličin právě na objem poskytnutých úvěrů a následně okomentován jejich dopad na vybrané poměrové ukazatele Československé obchodní banky, a.s.

Nejprve byly charakterizovány vybrané makroekonomické veličiny a popsán jejich vývoj v letech 2002 až 2009. Konkrétně se jednalo o hrubý domácí produkt, inflaci, nezaměstnanost, průměrnou hrubou měsíční mzdu, veřejné finance, zahraniční zadluženost, úrokové míry a kurz eura. Následně byla také ve zkratce zhodnocena makroekonomická situace Slovenské republiky 2002 až 2007, neboť v tomto období působila ČSOB, a.s. jak za ČR, tak za Slovenskou republiku.

Třetí kapitola byla zaměřena na představení analyzované banky a na charakteristiku a vývoj poměrových ukazatelů ČSOB. Jednalo se o ukazatele rentability vlastního kapitálu a rentability aktiv. Dále o ukazatele produktivity, tedy ukazatele celkové a objemové produktivity, a také nákladové intenzity. Následně byla práce zaměřena na ukazatele kvality bankovních aktiv a kapitálovou přiměřenost.

Čtvrtá kapitola zkoumala vliv vybraných makroekonomických veličin na objem poskytnutých úvěrů ČSOB pomocí statistického programu SPSS. Za tímto účelem byla modelována závislost reálného hrubého domácího produktu, průměrné hrubé měsíční mzdy, nezaměstnanosti, inflace, kurzu eura a také uměle zavedené proměnné na úvěry poskytnuté ČSOB, a.s. neboť jedním z hlavních úkolů obchodních bank je shromažďovat dočasně volné peněžní prostředky svých klientů a na straně druhé jim poskytovat úvěry. Testování odhalilo, že na vývoj úvěrů ČSOB, a.s. měl největší vliv reálný HDP zpožděný o jedno období, průměrná hrubá mzda zpožděná o čtyři období, kurz



eura zpožděný o jedno období a dále nezaměstnanost. Koeficient elasticity úvěrů vzhledem ke zpožděnému reálnému hrubému domácímu produktu ( $\beta_1$ ) dosáhl hodnoty 3,542, tzn., že zvýšení HDP o 1 %, způsobí v následujícím kvartálu zvýšení průměrných úvěrů o 3,542 % za podmínek ceteris paribus. Koeficient elasticity úvěrů vzhledem ke zpožděným průměrným hrubým mzdám ( $\beta_2$ ) činí - 1,595, což znamená, že snížení průměrné mzdy o 1 % vyvolá o čtyři kvartály později zvýšení průměrných úvěrů o 1,595 % za podmínek ceteris paribus. Koeficient elasticity úvěrů vzhledem k nezaměstnanosti ( $\beta_3$ ) je - 0,115, tzn., že snížení nezaměstnanosti o 1 % vyvolá ve stejném kvartálu zvýšení průměrných úvěrů o 0,115 % za dodržení podmínek ceteris paribus. Koeficient elasticity úvěrů vzhledem ke zpožděnému kurzu eura ( $\beta_4$ ) je 1,843, tzn., že zvýšení kurzu eura o 1 % způsobí v následujícím kvartálu zvýšení průměrných úvěrů o 1,843 % za podmínek ceteris paribus. Koeficient elasticity úvěrů vzhledem k zavedené umělé proměnné ( $\beta_5$ ) je 0,168, což vyjadřuje procentní změnu úrovně regresního modelu pro  $D=1$  ve srovnání s  $D=0$  za podmínek ceteris paribus. Dále byly odhadnuty hodnoty proměnných na následující tři období a porovnány se skutečně vykázanými objemy úvěrů poskytnutými ČSOB, a.s.. V prvním kvartálu 2010 lze očekávat poskytnuté úvěry o objemu 175 451,9 mil. Kč, ČSOB, a.s. vykazala ve stejném čtvrtletí hodnotu poskytnutých úvěrů 201 870 mil. Kč, predikované hodnoty programem SPSS tedy v daném období příliš neodpovídaly skutečnosti. Ve druhém kvartálu 2010 byla predikovaná hodnota ve výši 204 988,7 mil. Kč, ve skutečnosti Banka poskytla úvěry o objemu 208 101 mil. Kč. Opravdová hodnota se již přibližovala odhadované, také růstová tendence byla zachována. Ve třetím kvartálu roku 2010 by měly poskytnuté úvěry ČSOB, a.s. dosáhnout hodnoty 210 687,2 mil. Kč, nebylo však možné ji porovnat se skutečností, neboť Banka tento výsledek prozatím nezveřejnila. Nesrovnalosti mezi odhadovanými a skutečnými hodnotami mohou být zapříčiněny nedokonalostí modelu, neboť se v něm objevuje multikolinearita, kterou nebylo možné odstranit, pouze zmírnit.

Pátá kapitola se zabývala zhodnocením působení vlivu makroekonomických veličin na objem poskytnutých úvěrů a jejich dopadem na poměrové ukazatele ČSOB, a.s. v letech 2002 až 2009. Bylo odhaleno, že makroekonomické veličiny opravdu ovlivňují poměrové ukazatele, zejména rentabilitu vlastního kapitálu, rentabilitu aktiv, velikost čistého zisku po zdanění na jednoho zaměstnance, objem prodaných úvěrů na jednoho zaměstnance a opravné položky vztahované k celkovým úvěrovým pohledávkám. Do budoucna lze očekávat, že ukazatelé ovlivněny vývojem makroekonomických veličin se budou zlepšovat a ČSOB, a.s. bude posilovat svou pozici na bankovním trhu.

## Seznam použité literatury

### a) Knihy, příspěvky ve sborníku

ARTL, J.; ARTLOVÁ, M. *Ekonomické časové řady*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.

BROOKS, Ch. *Introductory econometrics for finance*. 1st ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2002. 693 p. ISBN 0-521-79018-2.

HUŠEK, R. *Aplikovaná ekonometrie, teorie a praxe*. 1. vyd. Praha: Vysoká škola ekonomická v Praze, 2009. 364 s. ISBN 978-80-245-1623-3.

JUREČKA, V. a kol. *Makroekonomie*. 1. vyd. Praha: GRADA Publishing, a.s., 2010. 332 s. ISBN 978-80-247-3258-9.

KAŠPAROVSKÁ, V. a kol. *Řízení obchodních bank*. 1. vyd. Praha: C.H.Beck, 2006. 339 s. ISBN 80-7179-381-7.

POLOUČEK, S. *Bankovníctví*. 1. vyd. Praha: C. H. Beck, 2006. 716 s. ISBN 80-7179-462-7.

URBAN J. *Základy teorie národního hospodářství*. 1. vyd. Praha: ASPI Publishing, 2003. 424 s. ISBN 80-86395-72-3.

ZIEGLER, K; ŽALMAN, L.; ŠPERL, J.; MRKVA, J.; ČERNÝ, L.; LUKÁŠ, V.; NIDETZKÝ, T. *Finanční řízení bank*. 3. vyd. Bankovní institut vysoká škola, a.s., 2006. ISBN 80-7265-094-7.

### b) Internetové portály

BusinessInfo.cz

Internetový portál dostupný z WWW: <<http://www.businessinfo.cz/>>.

Česká národní banka.

Internetový portál dostupný z WWW: <<http://www.cnb.cz/>>.

Československá obchodní banka, a.s.

Internetový portál dostupný z WWW: <<http://www.csob.cz/>>.

Český statistický úřad.

Internetový portál dostupný z WWW: <<http://www.czso.cz/>>.

E-polis.cz

Internetový portál dostupný z WWW: <<http://www.e-polis.cz/>>.

Finance.cz.

Internetový portál dostupný z WWW: <<http://www.finance.cz/>>.

Finance.sk.

Internetový portál dostupný z WWW: <<http://www.finance.sk/>>.

Ministerstvo financí České republiky

Internetový portál dostupný z WWW: <<http://mfcf.cz/>>.

MPSV.cz

Internetový portál dostupný z WWW: <<http://portal.mpsv.cz/>>.

Národná banka Slovenska

Internetový portál dostupný z WWW: <<http://www.nbs.sk/>>.

Peníze.cz

Internetový portál dostupný z WWW: <<http://www.penize.cz/>>.

SPSS

Internetový portál dostupný z WWW: <<http://www.spss.cz/>>.

## Seznam zkratek a symbolů

$\alpha$  – hladina významnosti

**a** – amortizace

**a.s.** – akciová společnost; v diplomové práci použito ve vyjádření Československá

$\beta_0$  – úrovněová konstanta

$\beta_1, 2, \dots, n$  – parciální regresní koeficienty

**C** – výdaje domácností na spotřebu

**CZK/EUR** – kurz eura

**ČNB** – Česká národní banka

**ČR** – Česká republika

**ČSOB** – Československá obchodní banka

**ČZ** – čistý zisk

**D** – dummy proměnná

**df** – počet stupňů volnosti

$d_L$  – dolní hranice

$d_U$  – horní hranice

**D-W** – Durbin – Watson

**E** – čistý export

**EU** – Evropská unie

**G** – výdaje státu na nákup výrobků a služeb

**HDP** – hrubý domácí produkt

**HDP<sub>r</sub>** – reálný hrubý domácí produkt

**i** – čisté úroky

**I** – soukromé hrubé domácí investice

**IFRS** – Mezinárodní standardy finančního výkaznictví

**k** – počet regresních parametrů

**Kč** – korun českých

**Kol.** – kolektiv

**KP** – kapitálová přiměřenost

**K-S** – Kolmogorov - Smirnov

**l** – logaritmus

**LICI** – dolní konfidenční interval pro střední hodnotu

**LMCI** – dolní konfidenční interval pro individuální hodnotu

$\mu$  – náhodná složka

**Mil.** – milión

**n** – nepřímé daně

**N** – ukazatel nákladové intenzity

**NATO** – North Atlantic Treaty Organization

**NBS** – Národní banka Slovenska

**Nezam** – nezaměstnanost

**OP** – opravná položka

**OSN** – Organizace spojených národů

$\pi$  – inflace

**P** – cenová hladina

**PMR** – povinná míra rezerv

**PPPZ** – průměrný přepočtený počet zaměstnanců

**PRE** – predikované hodnoty

**Q** – kvartál

**r** – renta

**RES** – nestandardizovaná rezidua

**ROAA** – return on assets

**ROAE** – return on equity

**R<sup>2</sup>** – determinační koeficient

$\sigma$  – směrodatná odchylka

**SAF** – seasonal adjusted factor

**SAS** – seasonal adjusted series

**SPSS** – Statistical Package for the Social Science

**SR** – Slovenská republika

**STC** - seasonal trend cycle

**Str.** – strana

**Tab.** – tabulka

**U** – úvěry

**UICI** – horní konfidenční interval pro střední hodnotu

**UMCI** – horní konfidenční interval pro individuální hodnotu

**Vyd.** – vydání

**w** – hrubé mzdy

**Wh** – průměrná hrubá měsíční mzda

**X** – nezávislá proměnná

**y** – důchody ze samozaměstnání

**Y** – závislá proměnná

**z** – hrubé zisky korporací

**ZRE** – standardizovaná rezidua

**Ø** – průměr

# Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byla seznámena s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo na nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budu zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 26.4.2011

.....

Bc. Miroslava Sýkorová

Adrese trvalého pobytu studena:

Jistebník 49, 742 82 JISTEBNÍK

## Seznam příloh

- Příloha č. 1** Nekonsolidovaná Rozvaha a Výkaz zisků a ztrát ČSOB, a.s. za roky 2002 až 2009
- Příloha č. 2** Výpočty pomocí vzorců
- Příloha č. 3** Vstupní data k softwaru SPSS
- Příloha č. 4** Histogramy
- Příloha č. 5** Boxploty